

UN PANORAMA DE LOS EFECTOS CÍCLICOS EN LOS MODELOS DE MEDICIÓN DEL RIESGO DE CRÉDITO

Linda ALLEN

City University of New York

Anthony SAUNDERS

New York University

Resumen

En este artículo se examinan los modelos teóricos y aplicados que analizan cómo se incorporan los efectos de los riesgos sistemáticos y macroeconómicos en la medición de la exposición al riesgo crediticio. La mayor parte de los modelos tienen en cuenta la correlación entre la probabilidad de insolvencia (PI) y los factores cíclicos. Sin embargo, son escasos los que ajustan las tasas de pérdida (la pérdida en caso de insolvencia, PCI) para reflejar los efectos cíclicos. Asimismo, se muestra cómo la posible existencia de una correlación sistemática entre PI y PCI no se ha considerado tampoco en los estudios publicados hasta la fecha.

Palabras clave: riesgos sistemáticos, riesgos macroeconómicos, riesgo crediticio, probabilidad de insolvencia (PI), pérdida en caso de insolvencia (PCI), efectos cíclicos.

Abstract

We survey both academic and proprietary models to examine how macroeconomic and systematic risk effects are incorporated into measures of credit risk exposure. Many models consider the correlation between the probability of default (PD) and cyclical factors. Few models adjust loss rates (loss given default) to reflect cyclical effects. We find that the possibility of systematic correlation between PD and LGD is also neglected in currently available models.

Key words: systematic risk, macroeconomic risk, credit risk, probability of default (PD), loss given default (LGD), cyclical effects.

JEL classification: E41, G21, G28.

I. PROCICLICIDAD EN LOS MODELOS DE MEDICIÓN DEL RIESGO DE CRÉDITO

ESTÁ ampliamente demostrado que el negocio bancario presenta un carácter procíclico. En este sentido, los bancos son propensos a reducir su capacidad de financiación cuando la economía se ralentiza, debido a su preocupación por la solvencia de los préstamos y la probabilidad de devolución de éstos. Este hecho agudiza la ralentización económica, ya que, como consecuencia de la reducción de los créditos, las empresas y los individuos disminuyen su actividad inversora. Por el contrario, los bancos aumentan su capacidad de financiación durante los períodos de expansión económica, lo que contribuye a un posible recalentamiento de la economía, que puede transformar la expansión económica en una espiral inflacionaria.

La proliferación de los modelos de medición del riesgo de crédito en el sector bancario puede acentuar las tendencias procíclicas del negocio bancario, lo que presenta consecuencias macroeconómicas potenciales. En concreto, el excesivo optimismo que se desprende de las estimaciones en los modelos sobre riesgo de insolvencia en períodos de expansión económica refuerza la tendencia natural de los bancos a prestar en demasía hasta el punto del ciclo económico en el que los bancos centrales recomiendan moderación. Asimismo, si los modelos de medición del riesgo de crédito son claramente pesimistas en los períodos de recesión, ni la polí-

tica monetaria más expansiva podrá alentar a los bancos a prestar a aquellos que supuestamente presentan un gran riesgo de crédito. Las propuestas recientes del Banco Internacional de Pagos (BIS) para la utilización de modelos de riesgo de crédito, como CreditMetrics, como base de la regulación del capital bancario pueden acentuar aún más la naturaleza procíclica de los bancos, a menos que el ciclo crediticio y su efecto en el riesgo de crédito sea reconocido adecuadamente en la estructura del modelo. Si los bancos encuentran restricciones a las inversiones calificadas como sensibles al riesgo en términos de dotaciones de capital (según sus modelos internos de medición) y de las exigencias regulatorias, pueden ser incapaces de prestar durante los períodos de ralentización del ciclo económico y mostrarse excesivamente predispuestos a prestar durante los períodos de expansión (1). Este hecho se debe a que las regulaciones sobre el capital sensible al riesgo —por ejemplo, las que se basan en el modelo RAROC (Rentabilidad Ajustada al Riesgo sobre Capital)— aumentan (disminuyen) cuando las estimaciones de riesgo de insolvencia aumentan (disminuyen). Por lo tanto, si los modelos de estimación del riesgo de crédito exageran (subestiman) el riesgo de impago en los malos (buenos) tiempos, las regulaciones internas de los bancos sobre el capital serán demasiado elevadas (bajas) en los malos (buenos) tiempos, lo que forzaría a los bancos con restricciones de capital a reducir los préstamos durante las recesiones y a aumentarlos durante las épocas de expansión (2). Como señaló Andrew Crockett, director

general del Banco Internacional de Pagos, en una conferencia el 13 de febrero de 2001: «El riesgo *subyacente* aumenta a medida que la expansión y el apalancamiento se desarrollan, mientras el riesgo *aparente* disminuye, lo que provoca el aumento del valor del colateral... El riesgo *aumenta* durante las fases expansivas, mientras los desequilibrios financieros se incrementan, y se *materializan* en períodos de recesión». La preocupación sobre las implicaciones macroeconómicas de la naturaleza procíclica de las regulaciones sobre el capital bancario sensible al riesgo ha contribuido a retrasar hasta 2006 la adopción de las propuestas del Nuevo Acuerdo de Basilea (3).

En este artículo se analiza el tratamiento de los factores cíclicos, tanto en los modelos de medida del riesgo de crédito teóricos como en los aplicados en la práctica (4). En el apartado II, se realiza una discusión sobre lo que se entiende por comportamiento procíclico. Posteriormente, el estudio de los modelos de medición del riesgo de crédito se divide en cuatro partes. El apartado III estudia cómo diversos modelos de medición del riesgo de crédito incorporan los efectos cíclicos en las estimaciones de probabilidad de insolvencia (PI). En el IV, se presentan los modelos que examinan la tasa de recuperación (o el valor 1 menos la tasa de recuperación, lo que equivale a la pérdida en caso de insolvencia, PCI) en función de factores macroeconómicos. En el V, se analiza la correlación entre PI y PCI. La huida procíclica hacia la calidad y el impacto de los factores sistemáticos en la exposición al riesgo (ER) se estudian en el apartado VI; y las conclusiones se resumen en el VII.

II. ¿QUÉ ES LA PROCICLICIDAD?

Es casi indiscutible que los problemas de insolvencia y crediticios se multiplican ante una coyuntura macroeconómica desfavorable. A su vez, los tiempos de bonanza económica ofrecen un apoyo capaz de mejorar incluso la situación financiera más negativa. Por lo tanto, las comprobaciones *ex post* de los riesgos de crédito muestran claros patrones procíclicos, que los incrementan durante las recesiones y los disminuyen durante las expansiones. Sin embargo, estos patrones pueden llegar a ser constantes, con distribuciones de pérdidas de carteras fijas que no presenten factores de riesgo sistemático ni en términos de probabilidad de insolvencia (PI), ni de pérdida en caso de insolvencia (PCI), ni en exposición al riesgo (ER). En concreto, las realizaciones de las pérdidas crediticias (véase, punto A de distribución de pérdidas 1 en el gráfico 1) pueden aumentar durante las recesiones, mientras que las expansiones económicas pueden, por definición, producir realizaciones *ex post* como el punto B en la misma distribución de pérdidas 1.

GRÁFICO 1



En contraste con estos cambios a lo largo de una distribución fija, la prociclicidad considera el cambio en toda la distribución de pérdidas, para reflejar los cambios *ex ante* en la exposición al riesgo de crédito. En este sentido, en el gráfico 1 se aprecia el cambio desde la distribución de pérdidas 1 en una economía «buena» a la distribución de pérdidas 2 en una economía «mala». Es decir, si el punto AA es una realización *ex post* «mala» del valor de la cartera en una distribución de pérdidas estable, entonces la exposición al riesgo *ex ante* de la cartera no se ve afectada por los factores de riesgo sistemático. Sin embargo, si durante períodos de expansión económica observamos que el valor de las pérdidas de la cartera corresponde al punto BB en la distribución de pérdidas 1, y durante períodos de ralentización económica observamos que la pérdida de valor corresponde al punto AA de la distribución de pérdidas 2, entonces existe un cambio procíclico *ex ante* en la exposición al riesgo. Es decir, la distribución completa de las pérdidas de la cartera cambia en relación con los factores macroeconómicos. Por supuesto, debido a que el punto A depende de las dos distribuciones de pérdidas, es difícil discernir los cambios procíclicos *ex ante* en el riesgo con la simple observación de las realizaciones *ex post*. Este documento se centra en aquellos estudios que tratan de medir la prociclicidad analizando los cambios sistemáticos a lo largo de toda la distribución de pérdidas, con objeto de distinguir entre las dos representaciones idénticas del punto A observadas en el gráfico 1.

III. EFECTOS CÍCLICOS EN LA PROBABILIDAD DE INSOLVENCIA (PI)

Existe evidencia estadística sustancial que sugiere que las condiciones macroeconómicas influyen en la probabilidad de insolvencia (PI). Fama (1986) y Wilson (1997a y b) estudian las PI cíclicas, especialmente en el

caso de las ralentizaciones económicas, cuando las PI aumentan dramáticamente. Ferri, Liu y Majnoni (2001), Monfort y Mulder (2000) y Reisen (2000) encuentran evidencia de que las agencias de calificación se comportan cíclicamente, particularmente en lo que respecta a las calificaciones crediticias de la deuda pública de un país determinado. Cuando se utilizan calificaciones crediticias externas como medida de la calidad del crédito, se debe hacer una distinción entre la valoración del riesgo «puntual» y la valoración «a lo largo del ciclo». Esto cobra mayor importancia en el contexto de la interpretación de las calificaciones crediticias externas diseñadas para la valoración «a lo largo del ciclo» de la probabilidad de impago durante la vida de un préstamo. Por lo tanto, la PI se estima en el peor punto del ciclo, que prevalecerá supuestamente durante el horizonte temporal del vencimiento de la deuda (5). Por el contrario, la valoración «puntual» de la PI responde a los cambios en las condiciones cíclicas. Crouhy, Galai y Mark (2001) sostienen que las calificaciones «a lo largo del ciclo» son una medida más adecuada para tomar decisiones sobre los préstamos, mientras que las calificaciones «puntuales» son más apropiadas para los objetivos de la asignación del capital.

Bangia, Diebold y Schuermann (2000) y Nickell, Perraudin y Varotto (2000) han encontrado efectos macroeconómicos e industriales en los cambios de los *ratings*. Es concreto, las rebajas de las calificaciones y los impagos suelen ser más comunes en períodos de ralentización de la actividad económica. Carey (1998) evidencia diferencias significativas en las tasas de insolvencia en los años «buenos» en comparación con los años «malos». Falkenheim y Powell (2001) demuestran que las PI de 15 de los 21 sectores industriales de Argentina están correlacionadas positivamente (6).

CUADRO N.º 1

**RELACIÓN ENTRE LA PROBABILIDAD DE INSOLVENCIA (PI)
Y LAS CONDICIONES MACROECONÓMICAS**

Año	Tasa de insolvencia (en porcentaje)	Pérdida por impago (en porcentaje)
3 ^{er} trimestre 2001	6,92	5,29
2000	5,06	3,94
1999	4,15	3,21
1998	1,60	1,10
1997	1,25	0,65
1996	1,23	0,65
1995	1,90	1,24
1994	1,45	0,96
1993	1,11	0,56
1992	3,40	1,91
1991	10,27	7,16
1990	10,14	8,42

Fuente: Altman con Brady (2001).

El cuadro n.º 1, extraído de Altman y Brady (2001), refleja la relación aparente entre la probabilidad de insolvencia y las condiciones macroeconómicas. Las tasas de impago superaron el 10 por 100 durante los años recesivos 1990-1991. Además, la ralentización económica del año 2000 se correspondió con incrementos significativos en las tasas de insolvencia, a diferencia de las bajas tasas experimentadas durante el período expansivo 1993-1998. A pesar de su atractivo, los resultados del cuadro n.º 1 no distinguen entre las dos posibilidades mostradas en el gráfico 1 —un incremento real en la PI *ex ante* durante las recesiones (véase el cambio de la distribución de pérdidas 1 a la distribución de pérdidas 2 en el gráfico 1) en oposición a un incremento en la realización *ex post* del impago durante los períodos malos (véase, el cambio desde el punto BB al punto AA a lo largo de la distribución de pérdidas fija 1). Es decir, no está claro si las tasas de insolvencia del cuadro n.º 1 sirven como indicadores del riesgo de insolvencia *ex ante*. Si fuera así, mostrarían la existencia de un componente cíclico en la probabilidad de insolvencia.

Sin embargo, alternativamente, las tasas de insolvencia del cuadro n.º 1 pueden ser simplemente realizaciones de impagos *ex post* que se sitúan, por definición, en el rango más alto (bajo) de la distribución de pérdidas durante los años malos (buenos). Asimismo, Borio, Furfine y Lowe (2001) señalan que la ciclicidad observada en las tasas de impago puede ser consecuencia de la temporalidad en una función reversible a la media de PI. Es decir, el «efecto paso del tiempo» estipula que las causas de la insolvencia tardan en materializarse aproximadamente de tres a cuatro años (véase Altman y Kishore, 1996). Si se utilizan más instrumentos de deuda durante los ciclos alcistas que durante los bajistas, un mayor número de bonos alcanzarán la «edad de impago» tres o cuatro años después del final del período expansivo. Incluso si resultan impagados un porcentaje fijo de estos bonos, el número absoluto de impagos aumentará. Es probable que este aumento en los impagos coincida con un descenso cíclico de la actividad económica, lo que provocaría un patrón procíclico falso.

Para distinguir entre las dos alternativas mostradas en el gráfico 1, debemos estimar la PI dependiente de los factores macroeconómicos, como se describe a continuación. En primer lugar, se analizan los modelos teóricos, posteriormente los modelos aplicados en la práctica, y finalmente, el impacto de los factores cíclicos en las propuestas de regulación del capital del Banco Internacional de Pagos.

1. Modelos teóricos

Los métodos modernos de medición del riesgo de crédito pueden situarse dentro de dos ramas alternativas de la teoría de valoración de activos en economía financiera: *marco estructural de la teoría de opciones*, definido por Merton (1974), y *modelos de la forma reducida*, donde se emplean modelos basados en la intensidad con el objetivo de estimar tasas estocásticas de riesgo, y que se basan en los estudios de Jarrow y Turnbull (2000), Jarrow, Lando y Turnbull (1997), y Duffie y Singleton (1998, 1999). Estas dos escuelas de pensamiento ofrecen metodologías diferentes para abordar la misión central de cualquier modelo de medida del riesgo de crédito: la estimación de la probabilidad de insolvencia. La aproximación estructural se centra en el proceso económico que sigue el impago, mientras que los modelos reducidos descomponen los precios de deuda con riesgo con objeto de estimar la intensidad aleatoria del proceso de impago subyacente (7).

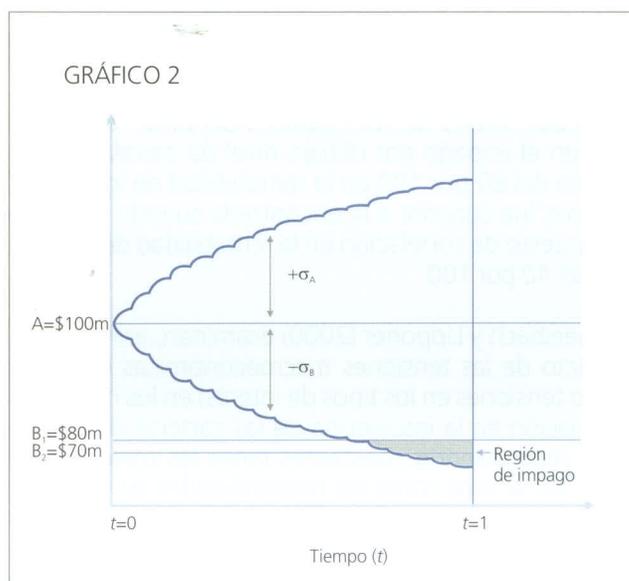
1.1. Modelos estructurales de efectos cíclicos en la probabilidad de insolvencia (PI)

Los modelos estructurales miden el impacto cíclico en la PI mediante la incorporación de los factores sistemáticos de riesgo a la especificación del proceso de difusión estocástica de los activos. Debido a que en un modelo estructural el impago se da cuando el valor de mercado de los activos cae hasta el punto de insolvencia (siendo igual al valor nominal de la deuda), la PI depende de la distancia entre el valor de mercado de los activos y el punto de insolvencia a lo largo del horizonte de vida del crédito (se asume normalmente que es de un año). La región de insolvencia se muestra en el gráfi-

co 2 como el área sombreada en la que el valor de mercado de los activos es inferior al valor nominal de la deuda. Por lo tanto, la previsión de la distribución del valor de los activos a un año vista es fundamental para determinar la PI en un modelo estructural.

En este epígrafe se analiza, fundamentalmente, el impacto sobre la PI de las fluctuaciones sistemáticas en los valores de los activos. Sin embargo, la existencia de cambios procíclicos en el punto de insolvencia (por ejemplo, los niveles de apalancamiento) pueden también producir ciclicidad en las PI. Es decir, cuando las condiciones económicas empeoran, los accionistas tienen más posibilidades de conseguir concesiones de los deudores, que, como consecuencia, rebajan el punto de insolvencia, por ejemplo desde B1 hasta B2 en el gráfico 2. Estas posibles desviaciones de la prioridad absoluta ocurren cuando los costes de liquidación son muy altos (8). Por lo tanto, los deudores pueden desear reducir el valor nominal de la deuda para evitar los altos costes de bancarrota y de liquidación de activos. Si los prestamistas se muestran más predispuestos a renegociar la deuda en períodos recesivos que en períodos expansivos (9), y si la volatilidad de los activos no cambia, entonces las disminuciones (aumentos) en la actividad económica coincidirán con las disminuciones (aumentos) en la PI, como muestra el gráfico 2 mediante el área sombreada más pequeña situada por debajo del punto de insolvencia B2, a diferencia al área sombreada situada por debajo de B1 (10). Sin embargo, si la volatilidad de los activos aumenta (disminuye) durante los períodos recesivos (expansivos), habrá un patrón procíclico en PI, de tal modo que la PI aumentará durante las recesiones y disminuirá durante las expansiones. Determinar cuál de estos dos efectos es el dominante constituye una labor empírica aún pendiente, si bien la evidencia práctica sugiere que el efecto de volatilidad del activo condiciona el efecto de un cambio cíclico en el punto de insolvencia. En lo que resta de este epígrafe, se repasan los estudios teóricos que analizan la relación entre las condiciones macroeconómicas, las fluctuaciones en la valoración de los activos y las probabilidades de impago (11).

En este campo académico, existe un cierto consenso en que el valor de los activos y las probabilidades de insolvencia de los deudores tienden a estar correlacionadas positivamente. Además, la PI depende del tiempo y del método de valoración aplicado. Por un lado, la interdependencia empresarial (como un efecto-industria) puede provocar que las PI estén correlacionadas. Del mismo modo, los efectos cíclicos en la valoración de los activos y los cambios en la técnica de valoración aplicada (debidos a factores estructurales, reguladores o económicos) afectan a la PI. Asimismo, existe evidencia de que la correlación con la probabilidad de insol-



vencia es más elevada en las empresas con calificación crediticia reducida que en aquellas con calificación elevada. Resulta interesante analizar algunos estudios al respecto.

Fridson, Garman y Wu (1997) demuestran que existe una relación significativa entre las condiciones macroeconómicas y la PI. En concreto, se analiza cómo, a medida que aumentan los tipos de interés reales, el valor de los activos desciende, lo que incrementa la estimación de la PI en un modelo estructural. Estos autores estiman un retardo de dos años en el efecto del tipo de interés, debido a la existencia de un «colchón» en términos de reservas de liquidez o por los retrasos en la fecha de pago de la deuda, que pueden permitir incluso a las compañías insolventes retrasar el impago. Debido a que los tipos de interés libres de riesgo están correlacionados negativamente con el índice del mercado de valores, (Barnhill y Maxwell, 2001, estiman un coeficiente de correlación de $-0,33$), el resultado de Fridson, Garman y Wu (1997) implica una correlación positiva entre la PI y el índice general de mercado.

Barnhill y Maxwell (2001), realizan simulaciones en torno a la distribución de los activos en función de las condiciones macroeconómicas (12). Se muestra cómo las exposiciones al riesgo sistemático aumentan a medida que la calidad crediticia se deteriora. Asimismo, debido a que la media de calidad del crédito desciende a medida que lo hacen las condiciones económicas, existe una sensibilidad creciente a la coyuntura macroeconómica en los períodos de recesión. El cuadro número 2 muestra estos resultados. El nivel medio de riesgo sistemático —medido según el valor «beta»— aumenta monótonicamente a medida que la calidad crediticia —medida según calificaciones crediticias externas simuladas (13)— se deteriora. Asimismo, el valor «beta» (por ejemplo, el coeficiente de riesgo sistemático) para compañías que presentan alta volatilidad (por ejemplo, mayor que la volatilidad histórica media en el precio de la acción) es siempre mayor o igual que el valor «beta» de las compañías que presentan una volatilidad reducida. Por lo tanto, si las calificaciones crediticias externas son indicadores precisos de la PI, los resultados de las simulaciones de Barnhill y Maxwell apoyan la existencia de un efecto cíclico sobre la PI, particularmente en el caso de las empresas con una calidad crediticia reducida.

En este sentido, el efecto cíclico es más fuerte cuando la economía se adentra en una recesión. El gráfico 3 muestra cómo los factores de riesgo sistemático influyen en PI en un modelo estructural. El panel A (B) refleja el proceso estocástico que determina el valor de los activos a lo largo de la vida del crédito para una empresa con reducida volatilidad/alta calidad crediticia (alta vo-

CUADRO N.º 2

RIESGO SISTEMÁTICO (BETA) POR CATEGORÍAS DE RATING DE BONOS
(Barnhill y Maxwell, 2001. Tabla VI)

Categoría de rating	Beta medio (1993-1998) para empresas con volatilidad reducida	Beta medio (1993-1998) para empresas con volatilidad elevada
Aaa	0,679	0,682
Aa	0,649	0,757
A	0,699	0,864
Baa	0,864	0,994
Ba	1,019	1,131
B	1,314	1,314
Caa	1,301	1,301

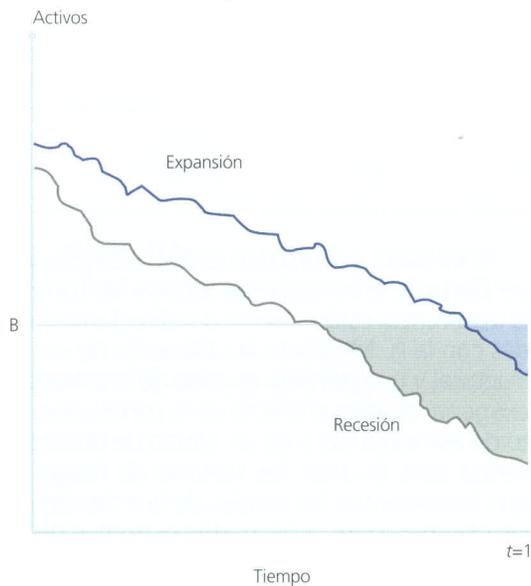
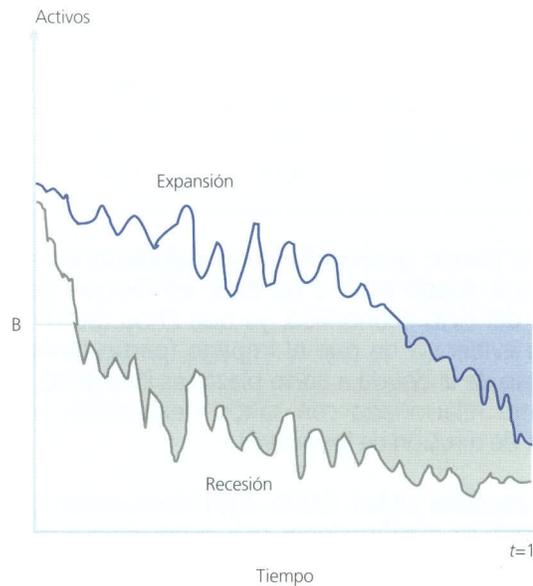
Nota: Las empresas con reducida (elevada) volatilidad son aquellas en el tercio inferior de la volatilidad total de la rentabilidad del título.

latitud/baja calidad crediticia). Una recesión suele reducir el valor de los activos de ambas empresas, lo que incrementa el área de la región de insolvencia, aumentando la PI. Sin embargo, el cambio descendente en los valores de los activos es mayor para la compañía de alta volatilidad/baja calidad crediticia, lo que demuestra que el impacto procíclico en PI es más fuerte para las compañías con baja volatilidad/alta calidad crediticia.

Gersbach y Lipponer (2000) demuestran, asimismo, que las correlaciones en la insolvencia aumentan (disminuyen) a medida que se deteriora (mejora) la calidad crediticia. Estos autores sostienen que la distribución de la probabilidad de insolvencia se deriva de la distribución log-normal conjunta para cada par de empresas, por lo que la correlación entre las probabilidades de insolvencia es siempre menor que la correlación entre los valores de los activos (14). El cuadro n.º 3 muestra estos resultados asumiendo que las correlaciones entre los rendimientos de activos alcanzan el 40 y el 80 por 100. Las correlaciones en los niveles de insolvencia aumentan monótonicamente a medida que aumenta la PI para ambos niveles de correlación. Asimismo, la correlación en el impago por debajo nivel de correlación supuesto del 80 por 100 en la rentabilidad de los activos siempre fue superior a la encontrada cuando se aplicó el supuesto de correlación en la rentabilidad de los activos del 40 por 100.

Gersbach y Lipponer (2000) examinan, asimismo, el impacto de las tensiones macroeconómicas (medidas como tensiones en los tipos de interés) en los niveles de correlación en la insolvencia de las carteras de préstamos, manteniendo constantes tanto las correlaciones entre los activos como las probabilidades de insolvencia (15). Se muestra cómo las tensiones macroeconómicas aumentan las correlaciones en la insolvencia positivas, lo que provoca efectos procíclicos a medida que

GRÁFICO 3

(Panel A)
Volatilidad baja / Calidad crediticia alta**(Panel B)**
Volatilidad alta / Calidad crediticia baja

la diversificación de las carteras propicia la disminución (por ejemplo, tanto la PI como las correlaciones en la insolvencia aumentan) en períodos de ralentización económica. Este efecto procíclico tiene una importancia del orden del 30 por 100 en el aumento del riesgo de crédito cuando la PI inicial es del 5 por 100, partiendo de unas correlaciones en la insolvencia iniciales del 14,6 por 100. Resultados similares se derivan del estudio de

Collin-Dufresne y Goldstein (2001), que se centra en la relación entre el valor de mercado de los activos y el punto de insolvencia. En concreto, cuando la tasa libre de riesgo de impago aumenta, los valores de los activos descienden, lo que provoca un incremento en la PI o, de forma equivalente, una correlación positiva entre los cambios en los tipos de interés libres de riesgo y el riesgo de insolvencia.

CUADRO N.º 3

CORRELACIONES EN LA INSOLVENCIA E INCREMENTO DE LA PROBABILIDAD DE INSOLVENCIA (PI)
(Gersbach y Lipponer, 2000. Tabla 1)

Probabilidad de insolvencia (en porcentaje)	Correlación en la insolvencia si la correlación entre los activos = 40 por 100	Correlación en la insolvencia si la correlación entre los activos = 80 por 100
1	0,08	0,37
5	0,14	0,47
10	0,18	0,51
15	0,21	0,54
20	0,22	0,56
25	0,24	0,57
30	0,25	0,58
35	0,25	0,58
40	0,26	0,58
45	0,26	0,59
50	0,26	0,59

Zhou (2001) utiliza un modelo temporal tipo *first-passage* para averiguar el tiempo que transcurre hasta que el valor del activo alcanza el punto de insolvencia (que se supone fijo e igual al valor de los pasivos a corto plazo más un medio del valor de los pasivos a largo plazo); por ejemplo, el tiempo previsto hasta el impago. Los resultados de Zhou (2001) son consecuentes con los de los primeros estudios citados, a pesar de que se encuentra que los efectos macroeconómicos son más significativos para las compañías con una calidad crediticia reducida que para aquellas con calidad crediticia alta. Debido a que la calidad crediticia de la compañía es, en sí misma, dinámica, Zhou (2001) sostiene que los efectos cíclicos sobre la PI también son dinámicos. Utilizando el supuesto de que la correlación entre los valores de los activos es del 40 por 100 (16), Zhou (2001) comprueba que las correlaciones en la insolvencia aumentan a medida que aumenta el plazo de vencimiento (17) y a medida que desciende la calidad crediticia. Estos resultados se resumen en el cuadro n.º 4. Sin em-

CUADRO N.º 4

**ESTRUCTURA TEMPORAL EN LAS CORRELACIONES EN LA INSOLVENCIA
(Zhou, 2001. Tabla 8)**

CALIDAD DEL CRÉDITO	HORIZONTE TEMPORAL DE LA INVERSIÓN (PORCENTAJES)					
	1 Año	2 Años	3 Años	4 Años	5 Años	10 Años
Nivel alto.....	0,00	0,02	0,23	0,80	1,72	7,93
Nivel bajo.....	4,29	12,2	16,80	19,50	21,10	24,00

bargo, el patrón observado en las correlaciones en la insolvencia puede estar o no estar en función de los efectos del ciclo económico, ya que Zhou (2001) encuentra evidencia de que el impago (particularmente en el caso de la deuda a corto plazo) es inherente, y se encuentra relacionado con saltos inexplicables en el proceso de difusión de los activos.

Crouhy, Galai y Mark (2000, 2001) demuestran igualmente que las clasificaciones más especulativas de las probabilidades de insolvencia son las más sensibles a los cambios en las condiciones macroeconómicas. Es decir, las correlaciones más altas de la PI se dan para las empresas con una reducida calidad. En concreto, comprueban la existencia de un impacto procíclico asimétrico sobre las PI, de tal modo que éstas aumentan significativamente durante las ralentizaciones económicas, si bien no descienden significativamente durante las fases de recuperación económica. Es decir, una recesión es suficiente para conducir a muchas empresas marginales a una situación de suspensión de pagos, lo que causa grandes incrementos tanto en las PI como en las correlaciones en la insolvencia de estas compañías. Por el contrario, una expansión económica no es suficiente para aumentar la calidad crediticia de muchas de estas compañías, lo que reduce la correlación entre las PI de las empresas. En resumen, la recuperación de la actividad económica depende en mayor medida de factores específicos de las empresas, mientras que la caída en la actividad depende de factores más sistemáticos.

Longin y Solnik (2001) también encuentran evidencia de la prociclicidad asimétrica. Mediante la utilización de la teoría del valor extremo, demuestran la existencia de aumentos en las correlaciones entre los mercados de valores internacionales durante períodos de ralentización bursátil, pero no en períodos de repunte. Debido a que los modelos estructurales utilizan los precios de las acciones para estimar la PI, los resultados de Longin y Solnik (2001) implican que las correlaciones en la insolvencia deberían aumentar durante las ralentizaciones económicas, pero no necesariamente durante los repuntes económicos (18).

Erlenmaier y Gersbach (2001) contribuyen a resolver parte de la controversia sobre si las correlaciones en la insolvencia están directa o indirectamente relacionadas con la PI. Mediante la utilización de un modelo estructural y una pérdida en caso de insolvencia (PCI) fija, exógena, dividen el efecto de la correlación en un efecto de asimetría (SE) y en un efecto de distancia de insolvencia (EDI). Es decir, los factores de riesgo sistemático que incrementan los niveles de la PI tienden a trasladar las observaciones a las partes extremas de la distribución de impago, que son más asimétricas; esto es, existe más divergencia de las PI entre las empresas individuales (19). Teniendo en cuenta que cuanto mayor es la asimetría menor es la información que puede obtenerse sobre la correlación entre los rendimientos de las empresas, esta asimetría reduce las correlaciones en la insolvencia. Por lo tanto, la relación entre las correlaciones en la insolvencia y la PI toma la forma de U invertida – aumenta en la región de hasta una PI=50 por 100 y después desciende (20). Sin embargo, existe un efecto compensatorio de distancia de impago (EDI), que desciende monótonicamente a medida que la PI aumenta. Es decir, si la PI de una compañía aumenta y la PI de la otra compañía se mantiene invariable, está claro que las PI de ambas compañías divergirán y que la correlación entre las mismas disminuirá. La relación observada entre el nivel de PI y la correlación en la insolvencia compensa los efectos de asimetría (SE) y de insolvencia (EDI). Mediante un ejercicio de simulación, Erlenmaier y Gersbach (2001) sostienen que el efecto SE domina al efecto EDI en el rango de estudio relevante. Por lo tanto, las correlaciones en la insolvencia tienden a aumentar a medida que aumenta la probabilidad de insolvencia.

Erlenmaier y Gersbach (2001) también observan que el impacto de los efectos cíclicos sobre los niveles de PI y las correlaciones constituye solamente una parte del análisis. En este sentido, se muestra cómo la desviación típica de las tasas de insolvencia varía a través del ciclo económico. Es decir, las condiciones económicas extremas (expansiones y ralentizaciones) están caracterizadas por incrementos dobles y triples de las desvia-

ciones típicas de la cartera, que se suman a los cambios en las correlaciones en la insolvencia.

1.2. Modelos de forma reducida de los efectos cíclicos en la PI

Los modelos de forma reducida descomponen los diferenciales de precios del crédito con objeto de estudiar la estructura temporal de las probabilidades de insolvencia. Por lo tanto, tales modelos no analizan los factores estructurales que conducen a la insolvencia. Por el contrario, la PI se estudia a partir de la función de intensidad estocástica que mejor se adapta a la curva de rendimiento obtenida con la información disponible, como muestra el gráfico 4. El diferencial de precios del crédito, denominado DC, se expresa mediante la diferencia entre la prima de un bono cupón cero respecto a la deuda con riesgo (para la misma duración/venci-

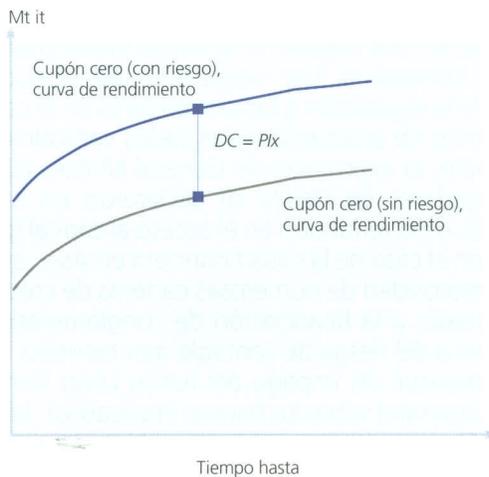
miento) y la de un cupón cero respecto a la deuda libre de riesgo de insolvencia. Si DC es una prima pura ante la exposición del riesgo de crédito (21), la fijación de precios descontado el riesgo e implica que $DC = P \times PCI$. En este epígrafe, discutiremos cómo los modelos de forma reducida descomponen el diferencial crediticio con el objetivo de analizar la PCI (epígrafe IV.1.2).

Duffie y Singleton (1998) realizan una simulación de la función de intensidad a partir de factores tanto idiosincrásicos, como sistemáticos. En este modelo se pueden incorporar múltiples factores sistemáticos. El efecto cíclico se observa en la correlación de las aproximaciones de Poisson a los saltos en la dimensión aleatoria de las intensidades de impago. Asimismo, Duffie y Singleton (1999) y Lando (1998) modelan el componente cíclico como una función de los tipos de interés libres de riesgo a corto plazo (donde los tipos de interés están correlacionados inversamente con el índice de mercado). Sin embargo, esta especificación no proporciona estimaciones de la PI que muestren su carácter cíclico, tal y como parece desprenderse en la práctica.

Geyer, Kossmeier y Pichler (2001) aplican el modelo de Duffie y Singleton (1999) a los diferenciales de los bonos del Estado entre los países europeos, definidos como el diferencial de los bonos de Alemania (supuestamente libres del riesgo de insolvencia) respecto a los bonos emitidos por Austria, Bélgica, Italia, Holanda y España. En concreto, se observa que existe un factor de riesgo sistemático global, así como factores de riesgo dependientes de cada país durante el período 1999-2000. El factor de riesgo global se encuentra en los valores medios de los diferenciales de rentabilidad en todos los países y en todos los vencimientos. El cuadro n.º 5 muestra que Bélgica, Italia y España están más relacionados con el factor global que Austria y Holanda.

Das, Freed, Geng y Kapadia (2001) y Das, Fong y Geng (2001) utilizan un modelo basado en la intensi-

GRÁFICO 4



CUADRO N.º 5

CORRELACIÓN ENTRE LOS FACTORES DE RIESGO (Geyer, Kossmeier y Pichler, 2001. Tabla 2)

	CORRELACIONES PARA EL FACTOR PAÍS				PONDERACIONES PARA EL FACTOR GLOBAL	PONDERACIONES PARA EL FACTOR PAÍS
	Austria	Bélgica	Italia	Holanda		
Austria					0,371	0,272
Bélgica	-0,83				0,462	0,181
Italia	-0,04	0,04			0,434	0,198
Holanda	0,68	-0,77	-0,10		0,305	0,168
España	-0,80	0,78	0,32	-0,78	0,488	0,253

Notas: Las ponderaciones de los factores son las ponderaciones medias al cuadrado con el factor de riesgo respectivo. El resto son correlaciones. La correlación entre el factor global y los factores de cada uno de los países es cero por defecto.

CUADRO N.º 6

CORRELACIONES ENTRE PROBABILIDADES DE INSOLVENCIA VARIABLES EN EL TIEMPO
(Das, Freed, Geng y Kapadia, 2001. Tabla 5)

GRUPO	PERÍODO DE TIEMPO			
	1/87-4/90	5/90-12/93	1/94-4/97	5/97-10/00
Alta calidad crediticia	0,34 [0,37]	0,11 [0,10]	0,03 [0,01]	0,13 [0,11]
Calidad crediticia media	0,25 [0,23]	0,13 [0,10]	0,04 [0,02]	0,10 [0,08]
Baja calidad crediticia	0,19 [0,16]	0,09 [0,07]	0,03 [0,02]	0,10 [0,08]

Notas: Los subperíodos se determinaron endógenamente utilizando un modelo de cambio en las pautas de la regresión. Las medias de las correlaciones de cada par de empresas pertenecientes a cada grupo pueden observarse en el cuadro citado.

dad para detectar las probabilidades de impago cíclico. Sus resultados se asemejan a los de Crouhy, Galai y Mark (2000, 2001) en lo que se refiere a las correlaciones de las PI entre las empresas públicas no financieras de EE.UU. durante el período que transcurre desde enero de 1987 a octubre de 2000, que son más elevadas cuando los mercados se ralentizan (por ejemplo los niveles de las PI son altos en término medio) en contraste con la situación de expansión de los mercados (los niveles de las PI son bajos). Además, el cuadro n.º 6 muestra que sus resultados difieren de muchos de los estudios presentados en el epígrafe III.1.2 —por ejemplo, Barnhill y Maxwell (2001), Gersbach y Lipponer (2000), Erlenmaier y Gersbach (2001), Crouhy *et al.* (2000, 2001) y Zhou (2001)— en lo que se refiere a las correlaciones en la insolvencia, que aumentan a medida que la calidad crediticia mejora. Es decir, en el caso de las compañías con alta calidad crediticia, la PI puede ser mayor en ocasiones que en el caso de las compañías con baja calidad crediticia, ya que las compañías con alta calidad crediticia presentan menos riesgo idiosincrásico en sus balances que las compañías con baja calidad crediticia. Además, Das, Freed, Geng y Kapadia (2001) presentan la hipótesis de que las correlaciones de la PI fluctúan a lo largo del tiempo. A partir del análisis de los bonos de EE.UU. durante el período 1987-2000, se estima si existe un cambio de régimen en los modelos de regresión que endogenice los puntos de interrupción durante el período. Los regímenes del período no se ajustan a los ciclos económicos, lo que sugiere que las fluctuaciones en las correlaciones de las PI no son necesariamente cíclicas. Del mismo modo, la correlación más alta se encuentra en el intervalo inicial del período muestral: enero 1987-abril 1990, que incluye tanto años recesivos como no recesivos. Das, Fong y Geng (2001) muestran que ignorar estas correlaciones variables en las probabilidades de insolvencia a lo largo del tiempo deriva en subestimaciones sustanciales de la exposición al riesgo de crédito.

Jarrow y Yu (2001) consideran un proceso estocástico doble de Poisson (22). La intensidad de impago depende de factores macroeconómicos y de la interdependencia entre empresas de diferentes industrias y sectores. Por lo tanto, las correlaciones en las PI aumentan tanto por el factor de riesgo sistemático como por el factor de riesgo equivalente, que consiste esencialmente en una exposición al riesgo idiosincrásico de las otras compañías. Este riesgo equivalente puede emanar de la exposición a los proveedores en el caso de los procesos de producción integrados verticalmente (por ejemplo, la exposición de General Motors cuando los trabajadores de Delphi se declararon en huelga en 1998), de la reducción en el acceso al capital (por ejemplo, en el caso de la crisis financiera en Asia, que afectó a la morosidad de numerosas carteras de crédito y, por extensión, a la financiación de conglomerados industriales) o del riesgo de contagio (por ejemplo, el impacto potencial del impago del fondo Long Term Capital Management sobre los bancos implicados). Jarrow y Yu (2001) demuestran que la consideración conjunta de estos factores de riesgo conduce a estimaciones de la PI que muestran cómo la insolvencia se convierte en un fenómeno generalizado durante las ralentizaciones económicas.

Bakshi, Madan y Zhang (2001) proponen un modelo con tres factores de riesgo que depende de factores sistemáticos (económicamente observables) y de variables a escala de empresa (como el nivel de apalancamiento, la ratio «valor contable/valor de mercado», la rentabilidad, el diferencial de precios del crédito retardado y el valor ponderado de las acciones). Los factores sistemáticos son el tipo de interés libre de riesgo y su media estocástica a largo plazo (23). Bakshi, Madan y Zhang (2001) comprueban que los factores relacionados con los tipos de interés son variantes importantes que condicionan el diferencial de precios crediticio. Asimismo, los factores idiosincrásicos que representan

tensiones en la empresa (particularmente las variables nivel de apalancamiento y la ratio «valor contable/valor de mercado») reducen los errores de ajuste por las variables omitidas en una muestra de bonos de empresa de EE.UU. (sin opciones aparejadas) emitidos desde enero de 1973 a marzo de 1998. Sin embargo, el modelo se comporta mejor para los bonos con alta calidad crediticia que para los bonos con mayor riesgo.

2. Modelos aplicados en la práctica

KMV propone un modelo patentado basado en el marco estructural de la teoría de opciones. Las estimaciones de las correlaciones en la insolvencia varían del 0,2 al 15 por 100. Sin embargo, las correlaciones en la insolvencia han aumentado a lo largo del tiempo a medida que el nivel general de apalancamiento ha crecido. KMV considera el impacto de los factores sistemáticos en las correlaciones en la insolvencia mediante una aproximación en tres niveles. El primer nivel incorpora un factor de riesgo compuesto de mercado. El segundo nivel incluye un factor de riesgo industrial y del país. El tercer nivel contiene factores regionales (Europa, Norteamérica, Japón, Sudeste de Asia, Australia/Nueva Zelanda) e indicadores sectoriales (sensibles al tipo de interés, extracción, bienes duraderos, bienes no duraderos, tecnología, servicios médicos, y otros). Las ponderaciones de los factores (por ejemplo, sensibilidad al riesgo sistemático) para cualquier empresa de cada uno de los factores del modelo de tres niveles se estiman a partir de las varianzas de los activos según el modelo de la teoría de opciones. Las ponderaciones de los factores se emplean para calcular las covarianzas para cada par de empresas. Finalmente, el coeficiente de correlación se calcula utilizando una fórmula estándar para reducir la covarianza, redefiniéndola como el producto de las desviaciones típicas obtenidas para las dos empresas. Sin embargo, KMV no considera explícitamente un factor cíclico en su estimación empírica de la frecuencia esperada de insolvencia (*expected default frequency* o EDF), a pesar de que los factores regionales y sectoriales son implementados mediante las condiciones macroeconómicas.

Una vez que se calcula la covarianza entre el rendimiento de las acciones para cada par de empresas, se combina con el resultado estimado por KMV de la EDF de cada empresa, con objeto de obtener una estimación del coeficiente de correlación. La EDF empírica combina la aproximación de la teoría de opciones con la utilización de una base de datos empírica que representa la función de distribución histórica de los activos (24). Es decir, la distancia hasta el impago se calcula utilizando el valor del activo y su volatilidad, obtenidos del modelo de valoración de opciones. Posteriormente,

la EDF empírica a un año se calcula en relación con el porcentaje de impagos en una muestra de empresas que presentan la misma distancia inicial hasta el impago. La EDF empírica no es una PI neutral al riesgo, ya que utiliza la experiencia de insolvencia real, que incluye una tasa de rendimiento exigida ajustada por el riesgo; por lo tanto, la EDF empírica presenta una tendencia descendente. Para transformar la EDF estimada en una PI neutral al riesgo más elevada (denominada QDF por KMV), se estima un modelo basado en un único índice para calcular la dependencia al riesgo sistemático. A partir de ahí, se re-estima el modelo valoración basado en la teoría de opciones, ajustado por una prima de riesgo sistemático en relación con el tipo libre de riesgo.

Por otro lado, el sistema *CreditMetrics* es una aproximación estructural, un modelo aplicado de *Value at Risk* (VaR) que se basa en las matrices de transición crediticias, que estiman la probabilidad de tendencias a la baja en la valoración crediticia hasta llegar al impago o hasta cualquier otro nivel de calificación crediticia. Las estimaciones de las correlaciones en la insolvencia varían del 0,13 al 3,3 por 100. La matriz de transición crediticia puede estar condicionada por factores cíclicos, mediante la utilización de un término variable denominado índice del ciclo de crédito, el factor *Z*, expresado como un término variable que desplaza la distribución del rendimiento hacia abajo (hacia arriba) cuando las condiciones económicas empeoran (mejoran). Finger (1999) muestra cómo el índice del ciclo de crédito puede obtenerse mediante la regresión de las tasas de insolvencia de los bonos de grado especulativo (con calificación Ba o menor) sobre: el diferencial crediticio entre los calificados Aaa y los Baa; los rendimientos de los bonos del Tesoro estadounidense a 10 años, y las tasas de crecimiento del IPC y del PIB. Kim (1999) realiza una evaluación de este modelo y demuestra que la incorporación de los efectos cíclicos reduce los errores en un 30 por 100 respecto a la matriz de transición histórica media. Por lo tanto, la PI condicional que refleja la sensibilidad del préstamo a los factores macroeconómicos parece mejorar la PI incondicional, lo que sugiere que los factores cíclicos son determinantes a la hora de calcular la PI. Esta tesis es apoyada por Belkin, Suchower y Forest (1998), quienes estiman la prima de riesgo sistemático incorporada a una cartera simulada de crédito, consistente en 10.000 préstamos con la misma calificación crediticia y las mismas correlaciones de variación crediticia (del 25 por 100). El cuadro n.º 7 muestra los resultados. La prima de riesgo sistemático aumenta constantemente a medida que la calidad (medida según las calificaciones de crédito) desciende, variando desde 4,6 puntos básicos para las carteras de préstamos calificadas Aaa hasta los 839 puntos básicos para carteras de préstamos calificadas Caa, lo que implica un incremento del componente cí-

CUADRO N.º 7

**PRIMAS DE RIESGO SISTEMÁTICO SIMULADAS
(Belkin, Suchower y Forest, 1998. Tabla 3)**

Aaa	Aa	A	Baa	Ba	B	Caa
4,6 bp	8,5 bp	17,5 bp	35,9 bp	181,5 bp	317,5 bp	839,0 bp

Notas: La prima de riesgo sistemático se estima para las diferenciales entre pares, a partir de una cartera simulada de 10.000 préstamos con el mismo rating crediticio externo y con un coeficiente de correlación determinado del 25 por 100 para cada par.

clico del diferencial crediticio a medida que desciende la calidad del crédito.

En cada celda de la matriz de transición crediticia se muestra la probabilidad de que un deudor, calificado de una determinada manera a comienzos del período, cambie de calificación al final del período. El sistema CreditPortfolio View, utilizando una aproximación estructural, sostiene que la probabilidad de empeorar (mejorar) la calificación incrementa en los períodos económicos recesivos (expansivos). Por lo tanto, la matriz de transición condicional representa las probabilidades de migración (de un nivel de calificación a otro) para cada celda, condicionadas al estado de la macroeconomía que se espera que prevalezca durante la vida del préstamo. Este método emplea un modelo de retardos distribuidos para predecir las condiciones macroeconómicas a partir tanto de variables macroeconómicas fundamentales como de factores de riesgo idiosincrásico. Cada probabilidad de transición se calcula como una función de la previsión macroeconómica y se extiende a través de la matriz de migración. Pueden estimarse diferentes matrices de transición condicionales para diferentes horizontes temporales de los créditos, que corresponden a las fluctuaciones en las condiciones macroeconómicas (25). Por ejemplo, Saunders y Allen (2002) muestran cómo la matriz de transición crediticia incondicional (reproducida en el cuadro n.º 8 sólo para cuatro migraciones crediticias; C a A; C a B; C a C, y C a insolvencia) pueden transformarse en una matriz condicional de transición para una ralentización cíclica. Como se muestra en el cuadro n.º 8, la probabilidad de transición de una calificación inicial C hasta el nivel de insolvencia ha aumentado del 15 al 17,4 por 100 como resultado del deterioro de las condiciones económicas. Un dato interesante reside en que la probabilidad de una revalorización de C a A también ha aumentado (del 1 al 1,24 por 100), ya que es más probable que las revalorizaciones crediticias durante las ralentizaciones cíclicas sean consecuencia de factores específicos e idiosincrásicos de la propia empresa. Por lo tanto, la probabilidad de resultados extremos aumenta durante los períodos recesivos, mientras desciende la probabilidad de que la calidad crediticia se mantenga sustancialmente invariable.

CUADRO N.º 8

**MATRICES DE TRANSICIÓN
CONDICIONALES-CREDITPORTFOLIO VIEW
(Saunders y Allen, 2002. Apéndice 7.1)**

<i>Matriz de transición incondicional</i>				
	A	B	C	D
C	0,01	0,04	0,80	0,15
<i>Matriz de transición condicional</i>				
	A	B	C	D
C	0,0124	0,034	0,7796	0,174

Por otra parte, el sistema Credit Risk Plus contrasta claramente con CreditMetrics y CreditPortfolio View, tanto en sus objetivos como en sus fundamentos teóricos. CreditMetrics y CreditPortfolio View intentan estimar el VaR completo de un préstamo o de una cartera de préstamos mediante el análisis de las recalificaciones al alza y a la baja, y mediante los efectos asociados a los cambios en el diferencial de la tasa de descuento, como parte de la exposición VaR de un préstamo. Credit Risk Plus es un modelo basado en la intensidad, que concibe el diferencial de riesgo como parte del riesgo de mercado, en lugar del riesgo de crédito. Como resultado, en cualquier período, solamente se consideran dos estados —insolvencia o no insolvencia—, y el interés reside en la medición de las pérdidas esperadas y no esperadas más que en el valor esperado o en los cambios inesperados en el valor (o en el VaR), como en el caso de CreditMetrics y CreditPortfolio View. En el modelo extendido de Credit Risk Plus, existen tres tipos de incertidumbre: 1) la incertidumbre de la tasa media de insolvencia; 2) la incertidumbre sobre la relevancia de la pérdida (26), y 3) la incertidumbre sobre la tasa media de insolvencia en sí misma (según una distribución gamma). Credit Risk Plus ofrece una forma de solución cerrada para la distribución de pérdidas mediante la asunción de que estos tipos de incertidumbre son todos independientes (27). Por lo tanto, Credit Risk Plus distingue entre la prociclicidad *ex ante* y las realizaciones *ex post*, como muestra el gráfico 1, mediante la es-

timación de los cambios en la media de la distribución de pérdidas.

Los factores cíclicos se incorporan en Credit Risk Plus permitiendo que la tasa media de insolvencia varíe a lo largo del tiempo o a lo largo del ciclo económico. Por ejemplo, durante las expansiones económicas, la tasa media de impago será baja; en las contracciones económicas, puede aumentar significativamente (por ejemplo, un cambio de la distribución de pérdidas 1 a la distribución de pérdidas 2 en el gráfico 1). Los modelos Credit Risk Plus demuestran que las correlaciones en la insolvencia son más altas en las empresas con la calificación crediticia más baja, lo que confirma anteriores resultados teóricos. Sin embargo, el modelo Credit Risk Plus no considera la posibilidad de que los factores cíclicos afecten a los tres tipos de incertidumbre (por ejemplo, la PI media, la PCI y la incertidumbre sobre la PI media). Por lo tanto, se considera únicamente un cambio en las medias; no un cambio en la desviación típica, en la asimetría, o en la *kurtosis* de la distribución, como podría ser observado en el cambio de la distribución de pérdidas 1 a 2 de el gráfico 1.

El modelo Kamakura's Risk Manager (KRM) es del tipo de forma reducida y utiliza el precio de los bonos, el precio de las acciones y los datos contables para obtener una solución para la función de intensidad de impago. El proceso de intensidad de insolvencia se representa como una función de los tipos de interés estocásticos libres de riesgo, los factores de liquidez, y los factores de riesgo del tipo log-normal, así como del índice de mercado obtenido como un proceso estocástico. Por lo tanto, los modelos Kamakura representan los factores cíclicos utilizando un índice del precio de las acciones. Las condiciones macroeconómicas influyen por lo tanto en la PI a través del componente de riesgo sistemático del precio de las acciones.

KMR está basado en Jarrow (2001). El diferencial del crédito se descompone en PI y PCI mediante el uso de los precios tanto de las acciones como de la deuda, con el objetivo de separar mejor el proceso de intensidad de impago del proceso de recuperación de la pérdida (28). La tasa de riesgo de insolvencia se presenta como una función de los tipos de interés estocásticos sin riesgo de insolvencia, los factores de liquidez y los factores de riesgo (según una distribución log-normal), así como de los procesos estocásticos del índice del mercado. KRM utiliza como referencia el diferencial crediticio respecto al precio de los bonos, el precio de las acciones y los datos contables desde 1962 a 1990, realizando predicciones para el período no muestral, desde 1991 a 1999. Las cinco variables explicativas, denominadas $X(t)$, utilizadas como parámetros del sistema son: 1) rentabilidad de los activos=(beneficio neto)/(ac-

tivos totales); 2) apalancamiento=(pasivos totales)/(activos totales); 3) tamaño relativo=(valor bursátil de la compañía)/(valor bursátil total de la NYSE (Bolsa de Nueva York) y AMEX); 4) excesos de rentabilidad (mensual) sobre el índice de rentabilidad CRSP (Centro para la Investigación de los Precios de los Activos) NYSE/AMEX, y 5) volatilidad mensual de las acciones.

Los modelos de forma reducida son propensos al error debido a que el diferencial observado de crédito incorpora perturbaciones y otros factores, como las primas de riesgo por liquidez, además de las primas puras de riesgo. El factor liquidez se introduce en el modelo KRM como un rendimiento de conveniencia, de tal modo que cuando la oferta de un valor es rígida (por ejemplo, cuando uno no puede comprar el valor debido a que los precios son altos y los tipos especiales de los acuerdos de recompra son bajos) existe un rendimiento de conveniencia positivo incorporado al diferencial de los bonos. Paralelamente, cuando existe una saturación de un valor determinado (por ejemplo, en períodos de crisis crediticias y altas volatilidades del mercado, cuando algunos bonos solamente pueden venderse a precios de descuento), existe un rendimiento de conveniencia negativo incorporado al diferencial de los bonos. El modelo Jarrow mide el riesgo de liquidez mediante la estimación implícita de estos rendimientos de conveniencia en el precio de los bonos.

Las tasas de recuperación se modelizan como un porcentaje fijo de los precios de la deuda justo antes del impago, sirviendo los precios de las acciones para determinar este porcentaje (29). Es decir, ya que el precio de la acción no es función ni de la prima de liquidez ni de PCI, y el precio de los bonos es función de ambas variables (así como de otras), se pueden utilizar ambas series de precios para separar PCI de PI. Los precios pueden expresarse así:

Precios de los bonos:

$$B = B[t, T, i, \lambda(t, X(t)), \delta(t, X(t)), \gamma(t, T, X(t)), \mu, S(t, X(t))]$$

Precios de las acciones:

$$\xi = \xi[t, T, i, \lambda(t, X(t)), \mu, S(t, X(t))]$$

donde t es el período actual; T es el tiempo restante hasta el vencimiento del bono; i es el proceso de tipo de interés estocástico libre de riesgo insolvencia; $\lambda(t, X(t))$ es el proceso de intensidad de impago (por ejemplo, la PI neutral al riesgo); $\delta(t, X(t))$ es la tasa de recuperación (1-PCI); $\gamma(t, T, X(t))$ es la prima de liquidez; μ es un factor «burbuja» del mercado bursátil; y $S(t, X(t))$ es el dividendo de liquidación sobre las acciones en el caso de impago del bono. Por lo tanto, KRM es el único modelo práctico que incorpora los

factores cíclicos tanto en la probabilidad de insolvencia como en la pérdida en caso de insolvencia.

3. El Acuerdo de Capital del Banco Internacional de Pagos de Basilea

Las propuestas realizadas en enero de 2001 para alcanzar un nuevo acuerdo de adecuación de los recursos propios en Basilea especifican una correlación en la insolvencia constante del 20 por 100 en los modelos del llamado Enfoque Basado en *Ratings* Internos (IRB). En las modificaciones propuestas en noviembre de 2001, esta especificación fue modificada y calibrada a un rango de entre el 10 y el 20 por 100. Las propuestas de noviembre de 2001 especifican la siguiente relación inversa entre la PI y las correlaciones en la insolvencia (denominada *R*):

$$R = 0,10x[(1 - \exp^{-50PD}) / (1 - \exp^{-50})] + 0,20x[1 - (1 - \exp^{-50PD}) / (1 - \exp^{-50})] \quad [1]$$

La especificación en la ecuación [1] contradice los estudios que muestran las mayores correlaciones en las compañías con menor calidad crediticia (PI alta). Por lo tanto, esta especificación no está apoyada por varios de los estudios teóricos citados anteriormente —por ejemplo, Crouhy, Galai y Mark (2001), Zhou (2001) y Barnhill y Maxwell (2001)—, si bien está en línea con los resultados de Das, Freed, Geng y Kapadia (2001).

Otra crítica a las modificaciones del Enfoque Basado en *Ratings* Internos propuestas en noviembre de 2001 radica en que subestiman el nivel alcanzado de correlación de insolvencia, mediante su limitación con una cota superior del 20 por 100. Gersbach y Wehrspohn (2001) sugieren correlaciones que van desde el 25 por 100, para carteras relativamente poco concentradas, hasta el 35 por 100, para carteras concentradas. Estos autores proponen un «modelo IRB simplificado», que es considerablemente más sencillo que los modelos basados en *ratings* internos, además de incorporar múltiples factores sistemáticos. Este modelo IRB simplificado reduciría la prociclicidad de las reglas estrictas de adecuación del capital, suavizando las tasas de PI a un año a lo largo del ciclo económico. De igual modo, Estrella (2001) propone la calibración de las normas de requisitos mínimos de recursos propios basadas en VaR en función del capital óptimo necesario durante una ralentización económica, en lugar de con una media incondicional a lo largo del ciclo económico. Paralelamente, Gersbach y Wehrspohn (2001) y Purhonen (2002) proponen reducciones explícitas de las normas de adecuación del capital durante las recesiones, para limitar la prociclicidad inherente

al Nuevo Acuerdo del Capital propuesto por el Banco Internacional de Pagos.

En todas las propuestas originales del BIS se calculaban los requisitos de capital simplemente como la suma de todas las normas de adecuación de capital aplicadas a cada activo individualmente. Gordy (2001) muestra que este supuesto aditivo es correcto solamente si la cartera consiste de un número infinito de pequeños valores atomizados, o si solamente existe un único factor de riesgo sistemático que domine todas las correlaciones en el modelo. Las propuestas del nuevo acuerdo (BIS II) reconocen que no es probable que estas condiciones se den en la práctica y, por lo tanto, se impone un ajuste en función de la PI. Por lo tanto, si existe prociclicidad en la PI, existirá prociclicidad en el ajuste realizado. Pykhtin y Dev (2002) obtienen una solución analítica para este ajuste, en función del factor de riesgo sistemático tanto en la probabilidad de insolvencia como en la pérdida en caso de insolvencia.

En uno de los pocos estudios que utilizan datos internacionales, Purhonen (2002) encuentra una evidencia considerable de prociclicidad en el Enfoque Basado en *Ratings* Internos del Nuevo Acuerdo de Capital. Mediante la utilización de las estimaciones EDF de KMV como medida de los *ratings* internos, se examinan las normas de requisitos de capital mínimos de noviembre de 1996 a junio de 2001 utilizando las valoraciones IRB de enero y noviembre de 2001. Los resultados muestran la existencia de efectos cíclicos considerables en todas las carteras analizadas para diversas regiones geográficas: EE.UU., Unión Europea, Asia-Pacífico y Latinoamérica. En concreto, durante el verano de 1998, cuando aconteció la crisis de la deuda en Rusia y del fondo Long Term Capital Management, el sistema bancario estadounidense necesitó tanto de inyecciones significativas de capital como de reducciones de los préstamos y de las amortizaciones de activos, lo que habría exacerbado la fase recesiva del ciclo económico. Patrones procíclicos similares se encontraron en las carteras de la UE y de Latinoamérica durante el verano de 1998. Por el contrario, en Asia se observaron aumentos considerables en la exposición al riesgo de crédito a finales de 1996, en la segunda mitad de 1998 y, de nuevo, en 2001. Por lo tanto, el reforzamiento de las normas de adecuación del capital implícitas en el IRB procíclico podría haber exacerbado la crisis económica japonesa (30).

La preocupación sobre el excesivo carácter cíclico del Nuevo Acuerdo de Capital no debería ser tal, según Jordan, Peek y Rosengren (2002). Estos autores encuentran evidencia de comportamientos procíclicos en las normas de adecuación del capital, incluso en las regulaciones actuales. En este sentido, incluso en el en-

torno menos sensible al riesgo hoy día, las entidades bancarias experimentan a menudo descensos (aumentos) en los requisitos de adecuación del capital durante los repuntes (recesiones) de la actividad económica, lo que dificulta las oscilaciones cíclicas, puesto que las entidades que se enfrentan con dificultades debido a las restricciones de capital reducen sus préstamos durante las recesiones, mientras que las entidades con mayores dotaciones relativas de recursos propios aumentan sus préstamos durante las expansiones. El mecanismo regulador actual para estas fluctuaciones se realiza a través de cambios impuestos en las provisiones para insolvencias de los créditos. En lugar de los ajustes automáticos y continuos de los recursos propios al riesgo de crédito que se proponen en el Nuevo Acuerdo de Capital, los ajustes del riesgo de crédito actuales mediante provisiones para insolvencias se producen a intervalos discretos, frecuentemente cuando las entidades bancarias se enfrentan a las correspondientes supervisiones. En este sentido, el estudio de Jordan, Peek y Rosengren (2002) se refiere a las reducciones de los recursos propios de las entidades bancarias durante las recesiones que acontecen al tiempo que las supervisiones (31). Por ejemplo, durante la recesión de 1990, los bancos experimentaron descensos en sus ratios de capital de un 4 por 100, aproximadamente, en un año. Por lo tanto, la mayor sensibilidad al riesgo de crédito en las normas de adecuación del capital propuestas puede no cambiar la prociclicidad inherente a las regulaciones de capital bancario. Lo que puede alterar, realmente, es el momento en el que se producen los efectos procíclicos (32). Este punto de vista es común entre aquellos analistas que atribuyen al aumento de los requisitos mínimos de recursos propios —en relación con el Acuerdo de Capital de Basilea original— la recesión y el racionamiento de crédito de 1990-1991 (33).

IV. EFECTOS CÍCLICOS SOBRE LA PÉRDIDA EN CASO DE INSOLVENCIA (PCI)

La información estadística sugiere que, al igual que en el caso de la PI, los factores sistemáticos afectan a la PCI (34). Altman y Kishore (1996) demuestran que las tasas de recuperación varían a través del tiempo. Altman (1989) encuentra correlaciones significativas entre las tasas de recuperación y los *ratings* crediticios externos justo antes del impago. Dalianes (1999) ofrece evidencia empírica de que las tasas de recuperación fluctúan a lo largo del tiempo y de que están correlacionadas negativamente con los tipos de interés libres de riesgo de insolvencia a corto plazo, ya que los incrementos en los tipos de interés (normalmente constantes en las ralentizaciones económicas) deprecian generalmente el valor de los activos, lo que reduce las tasas

de recuperación e incrementa la PCI. Gupton, Gates y Carty (2000), y Crouhy, Galai y Mark (2000) demuestran la variabilidad de la PCI, dependiente de un valor medio que es constante con los efectos cíclicos. MacLachlan (1999) demuestra que los diferenciales crediticios son más altos y que, por lo tanto, los precios de los bonos descienden durante las fases bajistas del ciclo económico. Este hecho sugiere una correlación negativa entre la PCI y las condiciones macroeconómicas, ya que el precio de los bonos emitidos como deuda de salvaguardia puede considerarse un límite mínimo para las cantidades de recuperación. Bangia, Diebold y Schuermann (2000) utilizan los períodos de contracción y expansión señalados por el NBER para demostrar que el capital económico es un 30 por 100 superior en un año de contracción que en uno de expansión, lo que sugiere que las tasas de pérdida (es decir, $PI \times PCI$) son procíclicas.

El cuadro n.º 9 muestra evidencia estadística en torno al comportamiento temporal de la PCI, según el estudio de Altman y Brady (2001). Las tasas ponderadas de recuperación para todos los títulos son más bajas (por debajo del 30 por 100) en los años recesivos 1999 y 2000 (35). En el resto de los años, las tasas de recuperación superan el 30 por 100. Sin embargo, en el caso de PI, no está claro si estos resultados indican que una PCI más alta durante una recesión es solamente una mala realización en una distribución de pérdidas fija (por ejemplo, el punto A de la distribución de pérdidas 2 en el gráfico 1). Por desgracia, no se han realizado demasiadas investigaciones sobre esta cuestión. En los epígrafes siguientes se analizan los modelos que intentan medir los efectos cíclicos en la pérdida esperada *ante* en caso de insolvencia.

En realidad, el impacto de los factores estructurales en la prociclicidad de la PCI no ha sido estudiado. Así pues, las pautas de actuación en caso de bancarrota difieren dependiendo de cada país y de los períodos analizados. Durante las épocas de crisis económica, estas pautas se aplican, a menudo, con lentitud, como sucedió en Japón durante la década pasada. Asimismo, dado que los prestamistas muestran mayor predisposición a renegociar durante las recesiones, la PI puede descender (ya que las compañías insolventes pueden retrasar su declaración de suspensión de pagos), aunque las tasas de recuperación también desciendan. Este hecho provoca incrementos procíclicos en la PCI durante períodos económicos desfavorables.

El rigor de las reglas aplicables en caso de bancarrota difiere significativamente en los diferentes países. En EE.UU., la dirección de la empresa tiene garantizado un período de exclusividad inmediatamente antes de acogerse al capítulo 11, durante el cual la dirección no

CUADRO N.º 9

RELACION ENTRE LAS TASAS DE RECUPERACIÓN Y LAS CONDICIONES MACROECONÓMICAS (PORCENTAJES)
(Altman con Brady, 2001)

Año	Preferentes (con garantía)	Preferentes (sin garantía)	Subordinados	Todos los valores
3 ^{er} trimestre 2001	40,95	33,19	0,00	28,02
2000	39,58	25,40	26,62	25,83
1999	26,90	42,54	13,88	31,14
1998	70,38	39,57	0,00	37,27
1997	74,90	70,94	60,00	53,89
1996	59,08	50,11	44,23	51,91
1995	44,64	50,50	20,00	41,77
1994	48,66	51,14	37,04	39,44
1993	55,75	33,38	28,38	38,83
1992	59,85	35,61	49,13	50,03
1991	44,12	55,84	24,30	40,67
1990	32,18	29,02	18,83	24,66

puede ser sustituida (al menos que un juez encuentre evidencias de comportamiento fraudulento). Durante este período (que puede durar hasta nueve meses), los directivos pueden decidir qué medidas adoptar —tratando de realizar actividades que contribuyan a aumentar el valor de la empresa, por un lado, o actuando en su propio interés y dejando que el valor de la empresa se deteriore aún más. Si el interés de la dirección se centra en las previsiones de empleo futuras y en su reputación personal, con una perspectiva basada en los salarios a corto plazo, dejando al margen el posible interés a largo plazo de solventar los problemas de la empresa, al final del período de exclusividad los acreedores se encontrarán con activos sustancialmente infravalorados, lo que reduce las tasas de recuperación y aumenta la PCI. Si la prociclicidad afecta a la probabilidad de bancarrota, el entorno legal y regulador que gobierna la administración de las bancarrotas es relevante para la evaluación del riesgo de crédito. Hasta el momento, este hecho no ha sido incorporado ni en los modelos teóricos ni en la práctica.

1. Modelos teóricos

La mayoría de los modelos teóricos y aplicados parten del supuesto simplificador de que las tasas de recuperación son determinadas exógenamente. De hecho, los primeros modelos asumieron que la PCI era fija, un porcentaje fijo sobre el valor de la deuda. Éste era un supuesto fundamental en los modelos de forma reducida que les permitía discernir la PI de la PCI en el diferencial crediticio observado. Sin embargo, una segunda generación de modelos de medición del riesgo de crédito ha comenzado a analizar el carácter cíclico de la pérdida en caso de insolvencia.

1.1. Modelos estructurales de los efectos cíclicos en la PCI

Los modelos estructurales estiman la PI como la probabilidad de que el valor de mercado de los activos caiga hasta el punto de insolvencia (el valor de la deuda). Una vez que se produce el impago, los acreedores reciben el valor de mercado de los activos de la empresa. Por lo tanto, si existe un componente cíclico en las valoraciones de los activos, este componente tendrá, asimismo, un impacto en las tasas de recuperación. A pesar de este hecho, la mayoría de los modelos estructurales —por ejemplo, Kim, Ramaswamy y Sundaresan (1993); Hull y White (1995), y Longstaff y Schwartz (1995)— asumen que la PCI está determinada exógenamente. Una excepción a este supuesto son los estudios realizados por Frye. Frye (2000b) utiliza una base de datos de bonos en la que se encuentra evidencia de la existencia de tasas de recuperación cíclicas. El cuadro número 10 muestra que la PCI aumenta tremendamente para todos los niveles de riesgo de crédito las fases económicas recesivas, a diferencia de lo que sucede en condiciones macroeconómicas normales. Por lo tanto, los valores garantizados fluctúan con las condiciones económicas. De hecho, las tasas de recuperación pueden descender del 20-25 por 100 durante las ralentizaciones económicas severas. Por lo tanto, Frye (2000b) advierte que «el colateral no debería conducir a la complacencia» de los prestamistas. Los valores garantizados son particularmente sensibles a las ralentizaciones económicas por tres razones: 1) el efecto directo de la exposición sistemática al riesgo; 2) un efecto indirecto si los deudores en apuros reducen el control y la gestión del activo/colateral, y 3) un efecto indirecto si los prestamistas en apuros inundan el mercado con liquidaciones de venta urgentes de activos/colaterales (36).

CUADRO N.º 10

(Frye, 2000b)

Valores del parámetro	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Desviación típica de la tasa de recuperación	0,32	0,32	0,32	0,25	0,25
PI (porcentaje)	1,99	2,00	0,20	2,00	0,20
PCI esperada (porcentaje)	59,1	30,7	30,7	30,7	30,7
PI Fase estable (porcentaje)	1,8	1,7	0,2	1,7	0,2
PCI Fase estable (porcentaje)	55	28	27	28	28
PI Fase recesiva (porcentaje)	10,4	14,8	2,9	14,8	2,9
PCI Fase recesiva (porcentaje)	80	52	51	47	47
Fase estable. Pérdida esperada (porcentaje)	0,99	0,48	0,05	0,48	0,06
Fase recesiva. Pérdida esperada (porcentaje)	8,32	7,70	1,48	6,96	1,36

Nota: Para todas las especificaciones del modelo, el riesgo sistemático beta para los activos (colaterales) es 0,23 (0,17).

Frye (2000a) especifica el colateral en función tanto de factores de riesgo idiosincrásicos como sistemáticos, encontrando un impacto considerable de los factores cíclicos en las pérdidas esperadas. Frye (2000b) estima que la correlación entre el valor de los activos y el factor de riesgo sistemático (para una base de datos de bonos estadounidenses durante el período 1983-1997) es del 23 por 100, y que la correlación entre los valores colaterales y el factor de riesgo sistemático es casi la misma: 17 por 100 (37). Con objeto de mostrar el impacto de los factores cíclicos tanto en la PI como en la PCI, debemos considerar que la pérdida incondicional esperada (EL) se define como $PI \times PCI$. Utilizando un ejemplo de Frye (2000a), supongamos que $PI = 5$ por 100 y $PCI esperada = 10$ por 100; entonces la *EL incondicional* es 0,5 por 100. Si solamente la PI se condiciona a una recesión económica ($PI = 45,4$ por 100 en una recesión), el valor de *EL* aumenta hasta el 4,5 por 100. Sin embargo, si tanto la PI como la PCI se condicionan a una ralentización económica —tal que la *PCI condicional* es igual a 26,1 por 100 (de Frye, 2000a)—, el valor de *EL condicional* = $45,4\% \times 26,1\% = 11,8\%$, mostrando un aumento considerable en relación al *EL incondicional*.

Jokivuolle y Peura (2000) especifican la tasa de recuperación como una función de la PI y muestran que la *PCI esperada* es una función decreciente de la tasa de crecimiento del valor del colateral, una función creciente de la volatilidad del valor del colateral, y una función creciente de la correlación entre el valor del colateral y el valor del total de activos de la compañía deudora. Además, la *PCI esperada* es una función decreciente de la probabilidad de insolvencia del deudor, ya que la correlación entre el valor del colateral y el de la compañía es positiva. Este resultado se obtiene mediante la aplicación de un modelo estructural de la teoría de opciones para representar el impago. Es decir, las compañías con una baja PI deben experimentar tensiones muy negativas, poco habituales, en los valores de sus activos para entrar en la región de insolvencia y, por lo tanto, el

valor de su colateral resulta bastante perjudicado. Por el contrario, las compañías con una alta PI (con una baja distancia al impago) desembocan en la insolvencia solamente si se producen pequeños descensos en el valor de sus activos. Por lo tanto, las tasas de recuperación de las compañías con baja calidad crediticia suele ser más alta que las tasas de recuperación de las compañías con alta calidad crediticia, según las simulaciones de Jokivuolle y Peura (2000).

Erlenmaier y Gersbach (2001) consideran tasas de recuperación endógenas que son una fracción fija del valor de los activos. El impacto de la *PCI endógena* radica en el incremento de existencia de correlaciones en la insolvencia, a diferencia del supuesto exógeno (38). Asimismo, la relación entre los niveles de la PI y las correlaciones en la insolvencia se dificulta cuando la PCI se determina endógenamente por los valores de los activos. Sin embargo, este resultado asume que el efecto cíclico es constante a lo largo del tiempo. Si, por el contrario, existen cambios de régimen que afectan a la exposición de la empresa a los factores de riesgo sistemático e idiosincrásico, la función de correlación en la insolvencia cambiará a lo largo del tiempo. De hecho, los resultados extremos (por ejemplo, expansiones o contracciones) pueden provocar mayores correlaciones en la insolvencia, ya que la información es consecuencia del estado de la economía subyacente. Por lo tanto, si tanto PI como PCI aumentan durante las ralentizaciones económicas y descienden durante los repuntes, el efecto cíclico (medido tanto por las correlaciones en la insolvencia como por las correlaciones PCI) será más pronunciado.

1.2. Modelos de forma reducida de los efectos cíclicos en la PCI

Los modelos de forma reducida estiman la función de intensidad de impago utilizando los diferenciales

CUADRO N.º 11

**ESTIMACIÓN DE LAS TASAS DE RECUPERACIÓN (1-PCI) UTILIZANDO UN MODELO DE FORMA REDUCIDA
(Unal, Madan y Guntay, 2001. Tabla 5.1)**

<i>Empresa</i>	<i>Media estimada de la tasa de recuperación</i>	<i>Volatilidad de la tasa de recuperación</i>	<i>Media de la industria</i>	<i>Raíz del error cuadrático medio</i>
AMC	52,2	2,969	37,1	0,042
American Medical.....	12,5	0,500	26,5	0,037
Coastal Corp.	63,3	0,010	70,5	0,100
Envirotest Systems	34,3	0,118	46,2	0,075
Flagstar.....	12,7	0,713	33,2	0,045
Revlon	40,5	0,447	62,7	0,083
Sequa Corp.	59,2	0,081	38,4	0,073
Stone Container	9,6	0,113	29,8	0,082
Sweetheart Cup.....	56,7	0,124	62,7	0,064
Valassis Insterts.....	19,1	0,010	46,2	0,086
Del Webb Corp.....	39,3	1,163	35,3	0,026

Fuente: Unal, et al. (2001). Medias industriales obtenidas de Altman y Kishore (1996).

crediticios observados en relación con la deuda de riesgo. El diferencial crediticio se define como $PI \times PCI$. Por lo tanto, los modelos de forma reducida deben encontrar algún modo para discernir la PI de la PCI en cada observación del diferencial crediticio. Muchos de los primeros modelos de forma reducida se centraron en la especificación de la intensidad de impago, PI, con objeto de discernir estos dos componentes del diferencial crediticio. Se partía del supuesto simplificador de que la PCI era o bien constante o una proporción del valor del bono. Como hemos visto, las tasas de recuperación observadas son volátiles y parecen tener un componente cíclico. Paralelamente, la intensidad de impago fluctúa, asimismo, con el ciclo económico y con las condiciones de riesgo sistemático.

Das y Tufano (1996) introducen la posibilidad de que la PCI varíe a lo largo del tiempo, si bien mantienen el supuesto de independencia entre la PCI y la PI. Duffie y Singleton (1999) permiten que haya dependencia (económica) tanto de PCI como de PI, así como interdependencia entre la PCI y la PI; sin embargo, asumen la independencia entre el valor de los activos de la empresa y los procesos que marcan la PCI y la PI, un supuesto que no tiene en cuenta si, por ejemplo, las obligaciones representan una parte importante de la estructura de financiación del emisor.

El modelo de recuperación pura de Unal, Madan y Guntay (2001) descompone la diferencia entre el precio de la deuda más antigua y el de la deuda más reciente para obtener una medida de las tasas de recuperación de estos tipos de deuda independiente de las probabilidades de impago. La tasa de recuperación está condicionada por el ciclo económico (medido utilizando factores macroeconómicos) y por la información

específica de la empresa. El cuadro n.º 11 muestra que las tasas de recuperación medias estimadas ($1-PCI$) para las 11 empresas de la muestra (39) son extremadamente volátiles, tanto a través del tiempo como en su comparación de corte transversal, lo que suscita dudas acerca del supuesto de una tasa constante en la pérdida en caso de insolvencia.

2. Modelos aplicados en la práctica

La mayoría de los modelos aplicados no han incorporado los efectos cíclicos en su modelación de la PCI. Muchos modelos patentados (KMV, CreditMetrics, Credit Risk Plus) realizan simples supuestos de distribución (por ejemplo, la distribución beta) sobre los valores de la PCI que no contienen un componente de riesgo específico. Una excepción es el modelo Kamakura Risk Manager. Kamakura utiliza el precio de las acciones para obtener el valor de la liquidación que puede ser percibido como la PCI. En concreto, el valor de mercado de una acción se define como un límite inferior de la PCI, en el sentido de que las tasas de recuperación deben igualar, al menos, el valor de mercado de la acción. La tasa de recuperación se calcula como uno menos el valor de mercado de la ratio «valor de mercado del capital/activos totales» (por ejemplo, la ratio de deuda en términos de valor de mercado) multiplicado por el valor nominal de la deuda. El orden de prioridad para el pago de las deudas contraídas por la empresa parece sugerir que si el valor de mercado de los acciones es mayor que cero, todos los acreedores podrán satisfacer sus derechos; lo que implica que la $PCI=0$. Sin embargo, en más del 75 por 100 de los casos de bancarrotas de empresas, la reorganización implica una desviación de este rango de prioridades absolutas. De este modo, la legis-

lación sobre bancarrotas de EE.UU. asigna poder de decisión a los bloques de reclamantes mediante un sistema de prorrateo, con lo que incluso los acreedores con menor poder de reclamación inicial (como un simple accionista) pueden llegar a bloquear un plan de reorganización y, por lo tanto, reclamar una parte de la liquidación, incluso si los acreedores con más derechos (inicialmente) no reciben todo lo que les corresponde. Por lo tanto, el valor de mercado de las acciones puede considerarse como un límite inferior en la liquidación para los acreedores con una mayor prioridad en sus derechos de pago. Ya que el precio de los títulos fluctúa dependiendo de las condiciones cíclicas, la estimación de la PCI de Kamakura está ajustada cíclicamente.

V. LA CORRELACIÓN ENTRE LA PI Y LA PCI

Se ha observado cómo muchos modelos de medición del riesgo de crédito incorporan factores cíclicos en sus estimaciones de la PI, pero no en las de la PCI. La sofisticación se acentúa aun más cuando se consideran los efectos de interacción y *feed-back* entre la PI y la PCI. Si tanto la PI como la PCI están correlacionadas con los mismos factores de riesgo sistemático, entonces deberían estar correlacionadas entre ellas. Este apartado analiza los estudios teóricos que consideran el carácter cíclico conjunto de la PI y la PCI. En este caso, no se analizan modelos aplicados en la práctica, puesto que, al menos para estos autores, no se han especificado modelos en la práctica profesional que consideren explícitamente la correlación entre la probabilidad de insolvencia y la pérdida en caso de insolvencia.

1. Modelos teóricos

En el modelo estructural de Frye (2000a y b), los valores de los activos y del colateral son especificados utilizando un índice único basado en un factor sistemático e idiosincrásico de riesgo. Las correlaciones entre PI y PCI se obtienen en función del peso de estos factores sobre el factor de riesgo sistemático, tanto para las funciones de valoración de los activos como en las del colateral. Por lo tanto, las correlaciones entre la PI y la PCI resultan de la dependencia conjunta del colateral y de los activos de los factores de riesgo sistemático. No sorprende, por lo tanto, que los coeficientes de correlación para los valores de los activos y para los de los colaterales con el factor de riesgo sistemático sean casi idénticos según la estimación: 23 por 100 vs. 17 por 100. Conceptualmente, por lo tanto, la correlación entre la PI y la PCI emana del supuesto de que las tasas de recuperación están determinadas por la valoración de todos los activos, incluyendo el colateral del préstamo. Por lo tanto, la función de la valoración colateral se basa en

una función de valoración del activo a partir de un único índice (40).

Altman, Resti y Sironi (2001) investigan exhaustivamente la correlación tanto entre las tasas de insolvencia realizadas y simuladas *ex post* como con las tasas de recuperación. Utilizando una base de datos de bonos de empresas de EE.UU. que cubre el período 1982-2000, se estima empíricamente la relación entre la PI y las tasas de recuperación. En particular, se encuentra una relación inversa muy significativa, de modo que las tasas de recuperación descienden (aumentan) cuando la PI aumenta (desciende). La explicación a estos resultados surge de las consideraciones de oferta y demanda en el mercado de deuda de salvaguardia. La demanda para estas inversiones de reducida calificación es relativamente inelástica, ya que los compradores están limitados en su inversión a los fondos de inversión en activos subvaluados y a los pocos intermediarios financieros autorizados para adquirir este tipo de instrumentos (41). Por lo tanto, debido a que la oferta aumenta durante las ralentizaciones cíclicas mientras la demanda se mantiene relativamente estable, el precio de la deuda de salvaguardia desciende, lo que reduce los valores de recuperación cuando aumenta la insolvencia. Utilizando valores paramétricos consecuentes con el tamaño del mercado en 2001, Altman, Resti y Sironi (2001) estiman que las tasas de recuperación son del 20 por 100 asumiendo una tasa de insolvencia del 8,5 por 100, mientras que la tasa de recuperación es del 18 por 100 cuando la tasa de insolvencia se cifra en el 10 por 100 (42). Sin embargo, el control explícito de los efectos macroeconómicos (utilizando variables como el PIB o su variación) ofrece resultados insignificantes e inconsistentes en el modelo de Altman, Resti y Sironi (2001).

Por lo tanto, a pesar de la posibilidad de que exista una relación inversa entre la PI y las tasas de recuperación, la pregunta puede ser realizada en un sentido empírico. Por ejemplo, ¿tiene significado económico el descenso en la tasa de recuperación del 20 al 18 por 100 mencionado anteriormente?

Altman, Resti y Sironi (2001) demuestran la relevancia de las implicaciones de la correlación entre la PI y la PCI desde una doble aproximación: 1) simulando tres escenarios con tasas de recuperación diferentes (de los cuales sólo uno asume correlación entre PI y PCI) y examinando el impacto en las medidas del riesgo de crédito, y 2) simulando el impacto de las fluctuaciones cíclicas en las normas de adecuación del capital, en el sentido expuesto en el Nuevo Acuerdo de Basilea, según el Enfoque Basado en *Ratings* Internos. Ambos muestran un impacto considerable de la correlación entre la probabilidad de insolvencia y la pérdida en caso de insolvencia.

CUADRO N.º 12

**SIMULACIONES PARA LA PCI EN DISTINTOS ESCENARIOS PARA LAS MEDIDAS DEL RIESGO DE CRÉDITO
(Altman, Resti y Sironi, 2001. Tabla 2)**

	PCI determinista (1)	PCI estocástica, pero no correlacionada (2)	PCI estocástica, parcialmente correlacionada con la PI (3)	Comparación entre Col. (1) y Col. (3) $\frac{(3)-(1)}{(1)}$
Pérdida esperada.....	463	458	598	29,4
Error estándar	982	978	1.272	29,5
95 por 100 VaR.....	1.899	1.880	2.449	28,9
99 por 100 VaR.....	3.835	3.851	4.972	29,6
99,5 por 100 VaR.....	3.591	3.579	4.653	29,6
99,9 por 100 VaR.....	3.738	3.774	4.887	30,7

El primer modelo de análisis realizado por Altman, Resti y Sironi (2001) considera tasas de recuperación deterministas (como en el modelo básico de Credit Risk Plus), una PCI estocástica pero no correlacionada (como en CreditMetrics) y una PCI estocástica y correlacionada (43). Por otro lado, no se encuentran diferencias significativas en el VaR en los dos primeros escenarios. Sin embargo, el cuadro n.º 12 muestra que la consideración de las PCI correlacionadas incrementa las estimaciones basadas en el VaR en casi un 30 por 100.

Con objeto de analizar las implicaciones de la correlación entre la PI y la PCI sobre las normas de adecuación del capital bancario, Altman, Resti y Sironi (2001) comparan las propuestas de enero de 2001 con las propuestas de noviembre de 2001 relativas al Enfoque Basado en *Ratings* Internos. Se utilizan dos escenarios posibles de PCI: 1) PCI fija de 50 por 100, y 2) las PCI fluctúan entre el 60 por 100 en los años con alta insolventia y el 40 por 100 en los años con baja insolventia. Mediante este procedimiento, se encuentra evidencia de fluctuaciones cíclicas en las normas de adecuación de recursos propios, como que las carteras de préstamos pueden crecer durante las expansiones económicas y se reducen de forma sustancial durante las recesiones. Además, la consideración de unas PI y PCI correlacionadas subraya estas tendencias procíclicas (44).

VI. EFECTOS CÍCLICOS EN LA EXPOSICIÓN AL RIESGO (ER)

Las medidas del riesgo de crédito dependen de la PI, de la PCI y de la exposición al riesgo (ER). Tanto los modelos que propone al regulación como los aplicados en la práctica definen típicamente la ER como el valor contable de los activos menos una corrección en función de los factores que puedan reducir el riesgo de crédito. De igual modo, los modelos teóricos conciben la exposición al riesgo como un valor predeterminado. Sin em-

CUADRO N.º 13

**USO MEDIO DE LOS COMPROMISOS DE CRÉDITO
(Asarnow y Marker, 1995)**

Rating crediticio antes de la insolventia	Uso medio de los compromisos (porcentaje)	Uso, en caso de insolventia, de compromisos normalmente no utilizados (porcentaje)
AAA	0,1	69
AA	1,6	73
A.....	4,6	71
BBB	20,0	65
BB	46,8	52
B	63,7	48
CCC	75,0	44

bargo, existe evidencia estadística de la prociclicidad de ER, particularmente en lo que se refiere a los compromisos de crédito. Es decir, la suscripción de compromisos y la extensión de su uso aumentan durante las recesiones, cuando el acceso al crédito se dificulta y las empresas con restricciones crediticias experimentan tensiones de liquidez. El cuadro n.º 13 reproduce los resultados de Asarnow y Marker (1995), que muestran el aumento significativo en las tasas de suscripción cuando aumenta la morosidad. Este efecto es particularmente sustancial para las empresas con las mejores calificaciones crediticias antes del impago. Por lo tanto, si la insolventia es más repentina (y quizá con mayor probabilidad de ser provocada por las ralentizaciones en la actividad económica), los aumentos en la ER del prestamista (a través de aumento de la exposición crediticia como un incremento en los compromisos de crédito) son más pronunciados. Es menos probable que las empresas con menor calificación puedan acceder a porcentajes elevados de sus compromisos de crédito tras producirse del impago, en parte por el uso que hace el prestamista de la cláusula relativa a los cambios adver-

tos, según la cual pueden alterarse los términos contractuales de este compromiso de crédito *ex post*. Por lo tanto, la prociclicidad en la ER parece producirse, principalmente en el segmento de financiación crediticia con una calificación más elevada.

1. Modelos estructurales de efectos cíclicos en la ER

Los modelos teóricos sólo han investigado tangencialmente la prociclicidad en la ER. Mueller (2000) y Collin-Dufresne y Goldstein (2001) especifican los niveles de apalancamiento como una función de los factores macroeconómicos. Es decir, el nivel de endeudamiento puede aumentar en la fase bajista del ciclo económico, como se ha observado en el caso para el que los compromisos de crédito se reducen significativamente para las empresas con mayores restricciones en el acceso al crédito. La prociclicidad en los niveles de apalancamiento conduce a un incremento de la ER justo en el momento en el que aumenta la PI. Este efecto procíclico realza la exposición al riesgo de crédito. Asimismo, Anderson y Sundaresan (2000) utilizan medidas económicas amplias de la volatilidad y el rendimiento de los activos para calcular una ratio de apalancamiento cíclico que provoca incrementos (descensos) en la ER durante las ralentizaciones macroeconómicas (repuntes). La incorporación de esta ratio de apalancamiento ajustada cíclicamente mejora la calidad de las estimaciones del modelo de PI, a diferencia del modelo de Merton (1974).

Hofmann (2001) considera aún de forma más definida los vínculos entre la oferta y demanda de crédito, mediante la inclusión de los precios inmobiliarios en un análisis de cointegración. Se demuestra que el PIB real y los tipos de interés reales no son suficientes para explicar el desarrollo a largo plazo de la disponibilidad de crédito. Sin embargo, la inclusión de los precios inmobiliarios reales (medidos como la media ponderada de los precios inmobiliarios comerciales y residenciales reales) desemboca un modelo que relaciona la disponibilidad crediticia con el PIB, con los precios inmobiliarios y con los tipos de interés. Este modelo tiene prociclicidad y puede generar burbujas financieras basadas en la inflación de los precios inmobiliarios. En este sentido, el aumento en los precios inmobiliarios aumenta el crédito, y viceversa. Por lo tanto, las expansiones inflacionarias y las ralentizaciones deflacionarias se sostienen a sí mismas.

Mei y Saunders (1997) también encuentran evidencias de prociclicidad en la oferta de préstamos hipotecarios. Sin embargo, sus resultados pueden ser interpretados como evidencia de contraciclicidad. Demues-

tran que las tendencias observadas en el pasado en la rentabilidad inmobiliaria condicionan la oferta de crédito de carácter inmobiliario, de tal modo que los préstamos aumentan (descienden) cuando los excesos de rentabilidad inmobiliarios pasados aumentan (descienden), a pesar de que los rendimientos futuros esperados estén descendiendo (aumentando). Este comportamiento de «búsqueda de la tendencia» puede, en realidad, aislar a las entidades de depósito de la prociclicidad de la ER si los precios inmobiliarios caen antes de las recesiones. Es decir, las entidades bancarias reducen (aumentan) su exposición crediticia inmobiliaria anterior a la recesión (expansión) debido al carácter cíclico de la «búsqueda de la tendencia» en la actividad crediticia, para el que se observa cómo se alternan las expansiones y recesiones en la disponibilidad del crédito inmobiliario. Sin embargo, si las fluctuaciones en los precios inmobiliarios predicen las fluctuaciones macroeconómicas, el comportamiento de «búsqueda de tendencia» de las entidades de depósito aumentará, a cambio, la prociclicidad de ER. Borio y Lowe (2002) proponen el desarrollo de un mecanismo de señalización de los excesos especulativo que sería función de la ratio «crédito/PIB» retardada, del diferencial respecto al precio real de los activos y del diferencial en términos de la ratio «inversión/PIB». Si este mecanismo se utiliza para guiar la política monetaria y prudencial, ese sistema de advertencia temprana podría evitar los ciclos de expansión/depresión en los mercados de crédito (45).

Lown y Morgan (2001) presentan, asimismo, un modelo que especifica la relación entre la actividad crediticia y las condiciones macroeconómicas, y en el que se muestra cómo los pautas de concesión de crédito de las instituciones bancarias siguen tendencias contracíclicas, como se evidencia en el ciclo de crédito. Asimismo, se señala que fluctuaciones en la concesión de créditos comerciales por parte de los bancos provoca fluctuaciones tanto en la rentabilidad de los fondos de la Reserva Federal como en el nivel de la actividad de financiación comercial, que, a su vez, se traducen en fluctuaciones de la calidad crediticia. Utilizando los informes estadísticos de la Reserva Federal, se observa cómo todas las recesiones desde 1967 han estado precedidas por una mayor rigidez en las pautas de concesión de crédito (líneas de crédito y créditos comerciales e industriales) según informaron los gestores bancarios. Del mismo modo, las variaciones en el porcentaje de empresas que fracasan explican en torno al 10 por 100 del cambio en las pautas crediticias. Por lo tanto, la ER puede disminuir a medida que los estándares crediticios se endurecen antes de las ralentizaciones cíclicas, lo que conlleva un impacto contracíclico en la exposición al riesgo de crédito de los bancos. Por supuesto, los resultados de Lown y Morgan (2001) deben aplicarse únicamente a EE.UU. No está claro si los efectos con-

tracíclicos se pueden generalizar a otros países. En concreto, este efecto puede ser más relevante en los sistemas de tipo institucional, dominados por las entidades de depósito. Sin embargo, puede no ser aplicable a países como Japón en el que el sistema bancario no ha sido capaz de realizar con eficiencia el proceso de reasignación del capital.

Cavallo y Majnoni (2001), y Borio, Furfine y Lowe (2001) ofrecen, asimismo, modelos para el análisis de los efectos contracíclicos potenciales. En estos estudios se demuestra que si las provisiones por insolvencias se igualan a las pérdidas esperadas mediante predicciones sobre el comportamiento futuro —en lugar de igualarse a las pérdidas realizadas *ex post*—, las tendencias procíclicas del sistema bancario pueden ser mitigadas de algún modo. Es decir, si se espera que las condiciones económicas van a empeorar, se le exigirá a las entidades de depósito que doten provisiones en mayor medida para contrarrestar las pérdidas crediticias observadas, debido a la sensibilidad cíclica tanto de la PI como de la PCI, lo que reduciría la actividad prestamista (ER) de las entidades con restricciones de capital, con el objetivo de amortiguar los efectos de la ralentización cíclica.

2. Modelos de forma reducida de los efectos cíclicos en la ER

Chang y Sundaresan (1999) examinan un modelo de equilibrio de fijación de precios en el que los precios de los activos, la estructura temporal libre de riesgo de insolvencia y las primas por impago están determinados endógenamente. Los deudores son insolventes —en términos óptimos— cuando el coste del impago (enajenación de los activos) es menor que los saldos pendientes de la deuda repudiada. A medida que las condiciones económicas empeoran (y el valor de los activos desciende), la PI aumenta, lo que provoca que los inversores tengan mayor aversión al riesgo. Esto conduce a la «huida hacia la calidad» observada en la fase bajista del ciclo económico. Ya que las variaciones cíclicas producen fluctuaciones en el tipo de interés libre de riesgo de insolvencia del modelo de Chang y Sundaresan (1999), los cambios en la PI están inversamente relacionados con los cambios en los tipos de interés libres de riesgo. En concreto, a medida que la PI aumenta, los inversores buscan inversiones libres del riesgo de insolvencia, lo que disminuye la rentabilidad y aumenta la ER. Por lo tanto, a medida que el valor de los activos desciende (en una ralentización cíclica), la prima de impago aumenta, los tipos de interés libres de riesgo descienden y la estructura temporal libre del riesgo de insolvencia se hace más escalonada. La estructura de correlación endógena entre la PI y los tipos de interés libres de riesgo depende, en parte, de las fluctuaciones

en la ER provocadas por la «huida hacia la calidad» procíclica observada.

Los resultados de Chang y Sundaresan (1999) son consecuentes con diversos modelos de forma reducida que incorporan la correlación entre los tipos de interés libres de riesgo de insolvencia y el riesgo de impago. Longstaff y Schwartz (1995) utilizan un modelo de dos factores que especifica una relación negativa entre los procesos estocásticos que determinan los diferenciales crediticios y los tipos de interés libres de riesgo. Duffee (1999) demuestra que los cambios en los diferenciales crediticios están relacionados negativamente con los cambios en los tipos de interés libres de riesgo en el caso de los bonos de calidad crediticia más baja. Sin embargo, mediante la utilización de un modelo estructural, Collin-Dufresne, Goldstein y Martin (2001) encuentran una correlación reducida entre las variables macroeconómicas y los cambios en los diferenciales crediticios, si bien no pueden relacionar este factor común con ninguna de las variables macroeconómicas tradicionales que se emplean para medir la liquidez, las variaciones en la coyuntura empresarial, los cambios en la volatilidad del mercado, el devenir de los tipos de interés y de la pendiente de la curva de rendimiento, los cambios en el nivel de apalancamiento y otras variables específicas de la empresa. Por lo tanto, encuentran evidencias de correlaciones cruzadas significativas en los cambios en el diferencial de crédito que serían consecuentes con la prociclicidad, si bien no se encuentra evidencia alguna de un efecto significativo de los factores macroeconómicos y sistemáticos. Aunque se emplean dos bases de datos de los precios de los bonos de EE.UU., estos autores concluyen que sus resultados pueden deberse a las imperfecciones (como los costes de transacción y las restricciones de liquidez) en el mercado de bonos de EE.UU., que pueden introducir perturbaciones en el precio de los bonos. Sin embargo, se invita a realizar análisis más detallados de la interacción entre el riesgo de mercado y el riesgo de crédito como una posible explicación para estos factores comunes inexplicados que afectan a los diferenciales crediticios.

3. Integración del riesgo de crédito y del riesgo de mercado

Los estudios sobre la integración del riesgo de crédito y otros componentes de la exposición al riesgo, como el riesgo de tipo de interés y del riesgo de mercado, se encuentran todavía en sus primeras etapas. Sin embargo, ignorar las correlaciones entre el riesgo de tipo de interés y el riesgo de crédito puede provocar estimaciones erróneas de ambas exposiciones al riesgo. Barnhill y Gleason (2002) analizan la correlación del riesgo de crédito y del tipo de interés. Muestran que las corre-

laciones entre las exposiciones al riesgo pueden provocar un aumento en la probabilidad de quiebra de un banco con una diferencia positiva en el término de duración. En este sentido, los incrementos en la exposición al riesgo de crédito están acompañados por aumentos en la exposición al riesgo de tipo de interés. Bhansali y Wise (2001) realizan predicciones sobre las matrices de correlaciones futuras utilizando factores de riesgo subyacentes, como el riesgo de tipo de interés (duración), un factor de riesgo del diferencial del crédito hipotecario y un factor de riesgo del diferencial del crédito empresarial. Estos autores demuestran que la duración de la cartera de préstamos puede ser reducida en casi un 50 por 100 como resultado del aumento del riesgo de crédito asociado con el cambio de un escenario económico normal a uno con tensiones. Además, Bhansali y Wise (2001) señalan que las condiciones económicas de una crisis pueden provocar que los factores de riesgo se muevan por debajo de sus niveles históricos, lo que subraya la importancia de realizar previsiones respecto a las correlaciones en las estimaciones de riesgo de crédito, más que tomar simplemente las medias históricas. Por el contrario, Allen, Jagtiani y Landskroner (1996) encuentran una correlación negativa entre la exposición del riesgo de crédito (medido según el BIS I) y la exposición al tipo de interés de riesgo de los bancos sometidos al arbitraje de la regulación de capital.

VII. CONCLUSIÓN

En este artículo se realiza una revisión de los estudios que analizan las consecuencias de los efectos cíclicos sobre la probabilidad de insolvencia (PI), la pérdida en caso de insolvencia (PCI) y la exposición al riesgo (ER). A pesar de que los factores de riesgo sistemático han sido incorporados tanto en los modelos teóricos como en los modelos aplicados de la PI, no se puede decir lo mismo en el caso de la PCI y la ER. Además, los efectos de correlación sistemática entre la PI y la PCI, la PI y la ER y la PCI y la ER han sido prácticamente ignorados en los estudios teóricos. Está claro que resulta necesario profundizar en el estudio de estas áreas antes de que los reguladores puedan concluir que los modelos internos de las entidades bancarias pueden medir acertadamente las exposiciones al riesgo de crédito, especialmente en períodos recesivos.

NOTAS

(1) Hasta el punto en que las mediciones del crédito externo ofrecen estimaciones del riesgo de insolvencia «a través del ciclo», que se suavizan a lo largo del ciclo económico completo; es probable que el enfoque basado en *ratings* internos del Nuevo Acuerdo de Capital de Basilea exacerbe las tendencias procíclicas del sector bancario. Sin embargo, si los *ratings* de crédito presentan prociclicidad (como han de-

mostrado FERRI, LIU y MAJNONI, 2001; MONFORT y MULDER, 2000, y REISEN, 2000), incluso el enfoque estandarizado propuesto en el Nuevo Acuerdo de Capital del BIS mostrará fluctuaciones cíclicas en las regulaciones del capital.

(2) BORIO, FURFINE y LOWE (2001) demuestran que el riesgo estimado desciende durante los períodos de expansión económica y aumenta durante los períodos de ralentización, a pesar de que el colchón financiero del capital bancario retrasa sus efectos en el ciclo económico.

(3) Para discusiones sobre los efectos procíclicos de las políticas reguladoras y monetarias en diferentes países, véase BIS (2001).

(4) Nos centramos en la sensibilidad a los factores de riesgo sistemático para explicar las correlaciones que pueden resultar de un comportamiento prestamista procíclico. Sin embargo, BERGER y UDELL (2002) ofrecen una hipótesis alternativa novedosa —hipótesis de memoria institucional— que estima que las habilidades de los gestores de las carteras de crédito bancarias en la supervisión de los créditos con riesgo se deterioran progresivamente a lo largo del ciclo económico. Por lo tanto, las habilidades de valoración de los créditos empeoran a medida que aumenta el tiempo transcurrido desde la última recesión, lo que siembra las bases de la próxima ralentización económica, ya que los préstamos aumentan de forma incorrecta y no se controlan adecuadamente. Otras explicaciones conductistas de la prociclicidad del riesgo de impago son, por ejemplo la llamada «miopía ante el desastre», la «disonancia cognitiva» y el «comportamiento grupal», ya que existe una tendencia a subestimar extremadamente la probabilidad de grandes pérdidas que no se ajustan a las «creencias predominantes». Véase BORIO, FURFINE y LOWE (2001).

(5) La mayoría de las calificaciones se revisan al menos una vez al año para actualizar su precisión.

(6) La mayoría de los estudios utilizan los datos de EE.UU. para estimar la exposición al riesgo de crédito. No está claro si los resultados se pueden generalizar a otros países, particularmente a aquellos con una regulación diferente sobre las bancarrotas. Por ejemplo, Corea presenta mayores tasas de cierre de entidades bancarias que Japón, y los bancos coreanos se han recuperado con mayor rapidez que los japoneses de los efectos de los créditos insolventes en sus carteras.

(7) Las dos aproximaciones pueden ser compatibles si los valores de los activos siguen un proceso basado en la intensidad aleatoria, con tensiones que no pueden ser observadas completamente debido a las imperfecciones de la información contable. Véase DUFFIE y LANDO (2001) y ZHOU (2001).

(8) Por ejemplo, el límite se convertirá en estocástico si existe un coste de liquidación para los valores de los activos. Esto concede a los deudores el poder para renegociar; véase LONGSTAFF y SCHWARTZ (1995); también LELAND (1994); ANDERSON, SUNDARESAN y TYCHON (1996), y MELLA-BARRAL y PERRAUDIN (1997) consideran la renegociación de la deuda (por ejemplo, la renegociación del valor límite de la deuda, o B en el contexto de un modelo estructural).

(9) Los prestamistas tienden a mostrarse más receptivos a la renegociación de la deuda durante las recesiones que durante los períodos expansivos, ya que ellos mismos pueden estar atravesando problemas económicos, o también con la intención de evitar la liquidación de los activos de la empresa prestataria justo en el momento del ciclo económico en el que el valor de los activos se reduce.

(10) Sin embargo, las tasas de recuperación caerán durante las recesiones, ya que los prestamistas se ven inducidos a hacer concesiones que reducen el desembolso sobre la deuda en el caso de impago real. Por lo tanto, los cambios en el punto de impago pueden inducir a cambios procíclicos en PCI (véase el apartado IV).

(11) Los cambios cíclicos en el punto de impago se analizan en el apartado VI, en el contexto de prociclicidad de la ER y de ratios endógenas de apalancamiento.

(12) Aunque BARNHILL y MAXWELL (2001) incorporan un factor cíclico en sus simulaciones de matrices de transmisión (incluyendo la PI), asumen que las tasas de recuperación son estocásticas con una medida conocida (34 por 100) y una desviación estándar (25 por 100) no rela-

cionadas con los factores macroeconómicos. Esta distribución de la tasa de recuperación se toma de ALTMAN y KISHORE (1996).

(13) BARNHILL y MAXWELL (2001) realizan simulaciones de la ratio «deuda/capital», que son aplicadas a una calificación de bonos simulada, de modo que esta calificación indica descensos en la calidad a medida que la ratio aumenta. Este método es equivalente a asumir una volatilidad constante para el valor de la compañía. Al realizar estas simulaciones para los datos reales de los bonos públicos de EE.UU. durante el período 1993-1998, encuentran que su modelo analiza adecuadamente los *ratings* de crédito desde Aaa hasta Baa, pero se revela insuficiente para la categoría Caa/C.

(14) A pesar de que forma funcional precisa presentada por GERSBACH y LIPPONER (2000) para la correlación entre las PI parte del supuesto de que los rendimientos de los activos siguen una distribución log-normal, se puede interpretar con una cierta intuición económica el resultado de que las correlaciones en la insolvencia sean menores que las correlaciones en los activos. La insolvencia conjunta solamente ocurre si los activos de ambas empresas caen por debajo del valor de las obligaciones de cada empresa. Por lo tanto, incluso si las dos empresas presentan activos correlacionados positivamente, la insolvencia de una empresa puede no coincidir con la rentabilidad sobre activos de la otra, que puede ser lo suficientemente baja como para provocar el impago.

(15) GERSBACH y LIPPONER (2000) asumen una tasa de recuperación fija que es un porcentaje de las obligaciones pendientes de desembolso. Sus resultados limitan en mayor medida el impacto de la prociclicidad, ya que todos los términos fijos (PI, la correlación de los activos y PCI) presentan en realidad componentes procíclicos.

(16) La estimación de las correlaciones de los activos del 40 por 100 se acerca a la de la correlación en las acciones, ajustadas en función del nivel de apalancamiento. Sin embargo, esta relación es válida solamente para las empresas con calidad crediticia alta (generalmente, con poco apalancamiento). JARROW, VAN DEVENTER y WANG (2002) muestran que los modelos estructurales se ajustan pobremente a las empresas con alto nivel de apalancamiento.

(17) Mediante la utilización de un modelo Merton estándar de la teoría de opciones, ZHOU (2001) presentan una estructura similar para las correlaciones en la insolvencia (por ejemplo, las correlaciones aumentan a medida que aumenta el plazo de vencimiento), a pesar de que el modelo de Merton obtiene correlaciones estimadas de insolvencia significativamente inferiores a las del modelo temporal de ZHOU (2001). Esta diferencia se debe a que el modelo de Merton ignora la posibilidad de insolvencia temprana y solamente se centra en el impago en el horizonte temporal de crédito fijo (la fecha de vencimiento de la deuda), mientras que el modelo temporal de Zhou estima la probabilidad de que los valores del activo caigan por debajo del momento de impago en cualquier momento hasta el vencimiento.

(18) LONGIN y SOLNIK (2001) no estudian las correlaciones entre la PI y la PCI directamente. Sin embargo, si se considera que la PCI también es una función del precio de las acciones, sus resultados son consecuentes con los incrementos en la correlación en la PCI en períodos de ralentización bursátil, pero no en los de repunte bursátil.

(19) Alternativamente, si las regiones extremas de la distribución de impago muestran, al introducir los factores de riesgo sistemático, que el riesgo idiosincrásico es menos importante, los incrementos en la asimetría provocarán un aumento en la correlación en la insolvencia. Esta posibilidad se considera en el apartado IV, dentro del contexto de una PCI endógena.

(20) Ya que una PI > 50 por 100 no es económicamente razonable, ERLÉNMAIER y GERSBACH (2001) consideran solamente la región ascendente inclinada del efecto de asimetría.

(21) Éste puede no ser el caso si existe una prima de riesgo por liquidez, u otra anomalía en los precios de la deuda, tal que el aumento del rendimiento no sea una prima pura por el riesgo de crédito. Véase el capítulo 5 de SAUNDERS y ALLEN (2002).

(22) En un proceso Poisson estocástico doble (también conocido como «Proceso Cox»), la intensidad de impago (por ejemplo, PI por

unidad de tiempo) es en sí misma un proceso estocástico que depende de un conjunto de variables macroeconómicas de estado.

(23) BAKSHI, MADAN y ZHANG (2001) estiman su modelo utilizando datos mensuales. Se introducen dos variables de tipos de interés para reducir los errores en la medición de la tasa de riesgo libre de insolvencia. Se emplean las cotizaciones diarias de los STRIPS del Tesoro estadounidense a tres meses para calcular el error diario en la fijación de precios (en comparación con el modelo de precios que utiliza un modelo de estructura temporal). Para cada mes, se especifica un vector paramétrico de suavizado (*smoothing*) que minimiza la raíz del error cuadrático medio porcentual en la fijación de precios. Por ello, tanto el precio de mercado como el valor medio ajustado son utilizados en el modelo de forma reducida.

(24) El supuesto de MERTON (1974) de activos distribuidos normalmente provoca estimaciones del modelo muy erróneas.

(25) A pesar de que CreditMetrics y CreditPortfolio View pueden incorporar efectos cíclicos en las estimaciones de la PI, esto no sucede con la pérdida en caso de insolvencia.

(26) Credit Risk Plus no ajusta en función de la magnitud de la pérdida en la exposición sistemática al riesgo.

(27) El supuesto de independencia puede no respetarse si la volatilidad en las tasas medias de insolvencia altera la correlación en la insolvencia por la concurrencia de factores macroeconómicos interrelacionados.

(28) JARROW (2001) realiza la interesante observación de que, antes de este trabajo, los modelos estructurales empleaban únicamente los precios de los valores, aunque no los precios de los títulos de deuda a causa de su variabilidad, mientras que los modelos de forma reducida emplean únicamente los precios de la deuda. Éste es el primer modelo que combina tanto los precios de las acciones como de la deuda, en un marco basado en la función de intensidad de impago.

(29) Los precios de las acciones suponen una serie de pagos por dividendos más un «dividendo de liquidación», que es el pago al accionista en el caso de impago de la deuda de la empresa. Ya que la acción representa la reclamación residual sobre los activos de la compañía, el valor implícito de este dividendo de liquidación puede ser utilizado para solucionar la PCI de los deudores.

(30) Dentro de la cartera de Asia, Japón representa el 47 por 100 de las empresas y el 75 por 100 de la deuda a octubre de 2001.

(31) CHIURI, FERRI y MAJNONI (2002) encuentran evidencia de contracciones significativas en la oferta de crédito en las economías emergentes cuando las normas de adecuación del capital son reforzadas más estrictamente, a pesar de que SAUNDERS (2002) argumenta que los cambios en el riesgo podrían inducir cambios en la oferta del crédito.

(32) ESTRELLA (2001) demuestra que los niveles de capital óptimos desplazan la exposición al riesgo de crédito (según VaR) en un tercio del ciclo económico. Utilizando datos de los bancos de EE.UU. durante 1984-1999, encuentra patrones procíclicos en los niveles de capital externo.

(33) Entre los que proponen este punto de vista se incluye a BERNANKE y LOWN (1991), HANCOCK y WILCOX (1993, 1995), BERGER y UDELL (1994), PEEK y ROSENGREN (1995), y LOWN y PERISTIANI (1996). Por el contrario, los que están en contra (como SHARPE, 1995) argumentan que los descensos observados en los préstamos durante las restricciones de capital en períodos de ralentización del ciclo económico pueden ser el resultado de la demanda reducida de créditos más que de las limitaciones de la oferta de crédito.

(34) Sin embargo, HOUWELING y VORST (2001) utilizan un modelo de forma reducida para mostrar que los precios de los swaps son insensibles a la introducción de los valores de recuperación, a pesar de que encuentran correlación positiva entre las tasas de recuperación y la probabilidad de insolvencia.

(35) Las tasas de recuperación medias ponderadas se computan utilizando los precios finales de los bonos lo más cercanos posible al

momento de impago, ponderados por el valor de mercado de las emisiones de deuda impagadas para todos los bonos empresariales que se negocian públicamente. Altman emplea una base de datos consistente en unos 1.000 bonos con cotizaciones fidedignas.

(36) PULVINO (1998) encuentra evidencias de venta urgente de activos en el mercado aeronáutico comercial.

(37) FRYE (2000b) también estima que las desviaciones típicas del valor del colateral son del 32 por 100, lo que sugiere que estos valores son muy volátiles. Si lo condicionamos a la realización del factor de riesgo, se supone que la PI y la PCI son independientes. Por lo tanto, para un estado concreto de la economía, la *EL condicional* es igual al producto de la *PI condicional* por la *PCI condicional*.

(38) Este hecho se cumple independientemente del signo del coeficiente de correlación, ya que el reembolso del préstamo ofrece información completa sobre las devoluciones realizadas cuando las tasas de recuperación son endógenas, lo que incrementa las correlaciones en la insolvencia a diferencia del caso de la *PCI exógena*.

(39) Las observaciones en el estudio de UNAL, MADAN y GUNTAY (2001) habrían sido insuficientes si la muestra hubiera estado limitada al cupón cero —deuda no rescataba como se denomina normalmente en los modelos de forma reducida—; por lo tanto, las emisiones de deuda más antiguas y más recientes fueron igualadas eligiendo los parámetros de duración y de rentabilidad lo más homogéneos dentro de lo posible. Solamente once empresas disponían de suficientes datos para estimar el modelo completamente.

(40) El modelo de FRYE (2000a) ignora la relación posible entre el factor de riesgo idiosincrásico del activo y el colateral, así como entre el factor de riesgo idiosincrásico del colateral y el valor de los activos.

(41) ALTMAN (1991) realiza una medición del tamaño de la demanda en este mercado para «inversiones alternativas», estimando que los fondos de inversión en activos subvaluados suponían al menos 7.000 millones de dólares en 1991. Por el contrario, la oferta de bonos públicos y privados de salvaguardia e insolventes (vendidos con un diferencial de crédito de al menos 1.000 puntos básicos por encima de los tipos de los bonos del Tesoro a 10 años de EE.UU.) era aproximadamente de 300.000 millones de dólares durante el período 1990-1991. Dada la disparidad diez a uno entre la oferta y la demanda en el mercado, ALTMAN, RESTI y SIRONI (2001) sostienen que incluso incrementos fuertes en la demanda no serían suficientes para absorber el aumento de la oferta durante las ralentizaciones cíclicas.

(42) La tasa de recuperación real en 2001 fue del 25,5 por 100, y la tasa de impago en 2001, del 9,8 por 100; véase ALTMAN con ARMAN (2002).

(43) Con esta especificación, las PCI aumentan hasta un 50 por 100 durante las recesiones y bajan hasta un 10 por 100 en los períodos de expansión económica. Es decir, ALTMAN, RESTI y SIRONI (2001) utilizan un modelo de índice único en el que los factores de riesgo idiosincrásico y sistemático reciben cada uno una ponderación del 50 por 100. Por el contrario, la propuesta de Basilea de enero de 2001 asume un esquema de ponderación sistemática-idiosincrásica del 33-67 por 100.

(44) Un dato interesante radica en que las tendencias procíclicas son las mismas tanto en las propuestas del Acuerdo de Basilea con las calibraciones de enero de 2001 como con las de noviembre de 2002. Este hecho se debe a que la función de ponderación del riesgo de noviembre de 2001 es más abrupta que la función de ponderación del riesgo de enero de 2001 en las clasificaciones internas «normales» de la calidad crediticia, a pesar de que la función de riesgo ponderado de enero de 2001 es más convexa en todas las especificaciones de insolvencia.

(45) Este hecho sugiere que los bancos centrales pueden establecer la política monetaria según fluctuaciones en los precios inmobiliarios. GOODHART (1995) indica que los ciclos financieros de finales de los años ochenta y comienzos de los noventa podrían haber sido evitados si los bancos centrales hubieran fijado los precios inmobiliarios con sus políticas monetarias.

BIBLIOGRAFÍA

- ALLEN, L.; J. JAGTIANI, y Y. LANDSKRONER (1996), «Interest rate risk subsidization in international bank capital requirements», *Journal of Economics and Business*, agosto, 48: 251-267.
- ALTMAN, E. I. (1989), «Measuring corporate bond mortality», *Journal of Finance*, septiembre, vol. 44, n.º 4: 90-922.
- (1991), *Distressed Securities*, Burr Ridge: Irwin Publishing (reeditado por Beard Books, 1999).
- ALTMAN, E. I., con P. ARMAN (2002), «Defaults and returns on high yield bonds: Analysis through the first quarter 2002», *Documento de trabajo del Salomon Center*, abril.
- ALTMAN, E. I., con B. BRADY (2001), «Explaining aggregate recovery rates on corporate bond defaults», *Documento de trabajo del Salomon Center*, noviembre.
- ALTMAN, E. I.; A. RESTI, y A. SIRONI (2001), «Analyzing and explaining default recovery rates», *ISDA Report*, diciembre.
- ALTMAN, E. I., y V. KISHORE (1996), «Almost everything you wanted to know about recoveries on defaulted bonds», *Financial Analysts Journal*, vol. 52, n.º 6: 57-64.
- ANDERSON, R.; S. SUNDARESAN, y P. TYCHON (1996), «Strategic analysis of contingent claims», *European Economic Review*, abril: 871-881.
- ANDERSON, R., y S. SUNDARESAN (2000), «A comparative study of structural models of corporate bond yields: An exploratory investigation», *Journal of Banking and Finance*, vol. 24: 255-269.
- ASARNOW, E., y J. MARKER (1995), «Historical performance of the US corporate loan market 1988-1993», *Journal of Commercial Lending*, vol. 10, n.º 2, Primavera: 13-32.
- BAKSHI, G.; D. MADAN, y F. ZHANG (2001), «Investigating the sources of default risk: Lessons from empirically evaluating credit risk models», *Documento de trabajo de la Universidad de Maryland*, 28 de febrero.
- BANGIA, A.; F. X. DIEBOLD, y T. SCHUERMAN (2000), «Ratings migration and the business cycle, with applications to credit portfolio stress testing», *Documento de trabajo del Wharton Financial Institutions Center*, 26 abril.
- BANCO INTERNACIONAL DE PAGOS (BIS) (2001), «Marrying the macro-and microprudential dimensions of financial stability», *Documento BIS* número 1, marzo.
- BARNHILL, T. M., Jr., y K. GLEASON (2002), «The New Basel Capital Accord: The crucial importance of a conceptual framework», *Global Management Working Paper Series GMRWPS 02-11*, Institute for Global Management and Research, The George Washington University, junio.
- BARNHILL, T. M., Jr., y W. F. MAXWELL (2001), «Modeling correlated interest rate, spread risk, and credit risk for fixed income portfolios», junio, *Journal of Banking and Finance* (de próxima aparición).
- BELKIN, B.; S. SUCHOWER, y L. R. FOREST (1998), «The effect of systematic credit risk on loan portfolio Value-at-Risk and loan pricing», *CreditMetrics Monitor*, primer trimestre: 17-28.
- BERGER, A. N., y G. F. UDELL (2002), «Institutional memory, the business cycle and bank lending behavior», presentado en la conferencia sobre *Cambios en el riesgo a través del tiempo: opciones políticas y de medida*, 6 de marzo.
- BERGER, A. N., y G. F. UDELL (1994), «Did risk-based capital allocate bank credit and cause a 'credit crunch' in the United States?», *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 26: 585-628.
- BERNANKE, B. S., y C. S. LOWN (1991), «The credit crunch», *Brookings Papers on Economic Activity*, n.º 2: 205-248.
- BHANSALI, V., y M. B. WISE (2001), «Forecasting portfolio risk in normal and stressed markets», *Journal of Risk*, Otoño, vol. 4, n.º 1: 91-106.

- BORIO, C.; C. FURFINE, y P. LOWE (2001), «Procyclicality of the financial system and financial stability: Issues and policy options», *Documento de trabajo del BIS*, febrero.
- BORIO, C., y P. LOWE (2002), «Asset prices, financial and monetary stability: Exploring the nexus», *Documento de trabajo del BIS*, 7 de enero.
- CAREY, M. (1998), «Credit risk in private debt portfolios», *Journal of Finance*, agosto: 1363-1387.
- CAVALLO, M., y G. MAJNONI (2001), «Do banks provision for bad loans in good times? Empirical evidence and policy implications», *Documento de trabajo del Banco Mundial*, 2691, junio.
- CHANG, G., y S. M. SUNDARESAN (1999), «Asset prices and default-free term structure in an equilibrium model of default», *Documento de trabajo de la Universidad de Columbia*, octubre.
- CHIURI, M. C.; G. FERRI, y G. MAJNONI (2002), «The macroeconomic impact of bank capital requirements in emerging economies: Past evidence to assess the future», *Journal of Banking and Finance*, volumen 26: 881-904.
- COLLIN-DUFRESNE, P., y GOLDSTEIN, R. (2001), «Do credit spreads reflect stationary leverage ratios?», *Journal of Finance*, octubre, vol. LVI, número 5: 1929-1957.
- COLLIN-DUFRESNE, P.; GOLDSTEIN, R., y J. S. MARTIN (2001), «The determinants of credit spreads changes», *Journal of Finance*, diciembre 2001, vol. LVI, n.º 6: 2177-2207.
- COLLIN-DUFRESNE, P., y B. SOLNIK (2001), «On the term structure of default premia in the swap and LIBOR markets», *Journal of Finance*, junio: 1095-1115.
- CROUHY, M.; D. GALAI, y R. MARK (2000), «A comparative analysis of current credit risk models», *Journal of Banking and Finance*, enero: 57-117.
- (2001), «Prototype risk rating system», *Journal of Banking and Finance*, enero: 47-95.
- DALIANES, P. C. (1999), «Credit risk pricing: Summary and current methodology», *Quantitative Models in Finance*.
- DAS, S. R.; L. FREED; G. GENG, y N. KAPADIA (2001), «Correlated default risk», *Documento de trabajo de la Universidad de Santa Clara*, 14 de septiembre.
- DAS, S. R.; G. FONG, y G. GENG (2001), «The impact of correlated default risk on credit portfolios», *Documento de trabajo de la Universidad de Santa Clara*, 14 de septiembre.
- DAS, S. R., y P. TUFANO (1996), «Pricing credit-sensitive debt when interest rates, credit ratings and credit spreads are stochastic», *Journal of Financial Engineering*, junio: 161-198.
- DUFFEE, G. R. (1999), «Estimating the price of default risk», *The Review of Financial Studies*, Primavera: 197-226.
- DUFFIE, D., y K. J. SINGLETON (1998), «Simulating correlated defaults», Documento presentado en la Conferencia del Banco de Inglaterra sobre *Modelación del riesgo de crédito y sus implicaciones reguladoras*, Londres, 21-22 de septiembre.
- (1999), «Modeling the term structures of defaultable bonds», *Review of Financial Studies*, vol. 12: 687-720.
- DUFFIE, D., y LANDO, D. (2001), «Term structures of credit spreads with incomplete accounting information», *Econometrica*, vol. 69: 663-664.
- ERLENMAIER, U., y H. GERSBACH (2001), «Default probabilities and default correlations», *Documento de trabajo de la Universidad de Heidelberg*, febrero.
- ESTRELLA, A. (2001), «The cyclical behavior of optimal bank capital», *Documento de trabajo de la Reserva Federal de Nueva York*, diciembre.
- FALKENHEIM, M., y A. POWELL (2000), «The use of credit bureau information in the estimation of appropriate capital and provisioning requirements», Banco Central de Argentina, *Documento de trabajo*.
- FAMA, E. (1986), «Term premiums and default premiums in money markets», *Journal of Financial Economics*, vol. 17, n.º 1: 175-196.
- FERRI, G.; L. G. LIU, y G. MAJNONI (2001), «The role of rating agency assessments in less developed countries: Impact of the proposed Basel guidelines», *Journal of Banking and Finance*, enero: 115-148.
- FINGER, C. C. (1999), «Conditional approaches for CreditMetrics portfolio distributions», *Riskmetrics Monitor*, abril.
- FRIDSON, M.; C. GARMAN, y S. WU (1997), «Real interest rates and the default rates on high-yield bonds», *Journal of Fixed Income*, septiembre: 27-34.
- FRYE, J. (2000a), «Collateral damage», *Risk*, abril: 91-94.
- (2000b), «Depressing recoveries», *Risk*, noviembre: 108-111.
- GERSBACH, H., y A. LIPPONER (2000), «The correlation effect», *University of Heidelberg Working Paper*, octubre.
- GERSBACH, H., y U. WEHRSPHORN (2001), «Lean IRB approaches and transition design: The Basel II Proposal», *Documento de trabajo de la Universidad de Heidelberg*, octubre.
- GEYER, A.; S. KOSSMEIER, y S. PICHLER (2001), «Empirical analysis of European government yield spreads», *Documento de trabajo de la University of Technology de Viena*, marzo.
- GOODHART, C. (1995), «Price stability and financial fragility», en K. SAWAMOTO, Z. NAKJIMA y H. TAGUCHI (eds.), *Financial Stability in a Changing Environment*, St. Martin's Press.
- GORDY, M., (2001), «A risk factor model foundation for ratings-based bank capital rules», *Documento de trabajo del Board of Governors de la Reserva Federal*, febrero.
- GUPTON, G. M.; D. GATES, y L. V. CARTY (2000), «Bank-loan loss given default», Moody's Investors Service, *Global Credit Research*, noviembre.
- HANCOCK, D., y J. A. WILCOX (1993), «Was there a 'capital crunch' in banking? The effects on Real Estate lending of business conditions and capital shortfalls», *Journal of Housing Economics*, volumen 3, n.º 1, diciembre: 75-105.
- (1995), «Bank balance sheet shocks: Are there dynamic effects on bank capital and lending?», *Journal of Banking and Finance*, volumen 19: 661-677.
- HOFMANN, B. (2001), «The determinants of private sector credit in industrialised countries: Do property prices matter», *Documento de trabajo del Departamento Económico y Monetario del BIS*, diciembre.
- HOUWELING, P., y T. VORST (2001), «An empirical comparison of default swap pricing models», *Documento de trabajo de la Universidad Erasmus*, 21 de diciembre.
- HULL, J., y A. WHITE (1995), «The impact of default risk on the prices of options and other derivative securities», *Journal of Banking and Finance*, vol. 19: 299-322.
- JACKSON, P.; W. PERRAUDIN, y V. SAPORTA (2001), «Setting minimum capital for internationally active banks», *Documento presentado en la Conferencia del Banco de Inglaterra sobre «Bancos y Riesgos Sistémicos»*, 23-25 de mayo, Londres.
- JARROW, R. A. (2001), «Default parameter estimation using market prices», *Financial Analysts Journal*, septiembre/octubre: 75-92.
- JARROW, R. A., y S. M. TURNBULL (2000), «The intersection of market and credit risk», *Journal of Banking and Finance*, 24, n.º 1: 271-300.

- JARROW, R. A.; D. LANDO, y S. M. TURNBULL (1997), «A Markov Model for the term structure of credit spreads», *Review of Financial Studies*, Verano: 481-523.
- JARROW, R. A., y F. YU (2001), «Counterparty risk and the pricing of defaultable securities», *Journal of Finance*, octubre: 1765-1799.
- JARROW, R. A.; VAN DEVENTER, D. R., y X. WANG (2002), «A robust test of Merton's structural model for credit risk», *Documento de trabajo de Kamakura Corporation*, 21 de abril.
- JOKIVUOLLE, E., y S. PEURA (2000), «Incorporating collateral value uncertainty in loss-given-default estimates and loan-to-value ratios», *Documentos de discusión del Banco de Finlandia*, 2/2000.
- JORDAN, J.; J. PEEK, y E. ROSENGREN (2002), «Credit risk modeling and the cyclical nature of capital», *Conferencia del BIS*, 6 de marzo.
- KIM, J. (1999), «Conditioning the transition matrix», *Credit Risk*, octubre: 37-40.
- KIM, I. J.; K. RAMASWAMY, y S. SUNDARESAN (1993), «Does default risk in coupons affect the valuation of corporate bonds? A contingent claims model», *Financial Management*, vol. 22, n.º 3: 117-131.
- LANDO, D. (1998), «On Cox processes and credit risky securities», *Review of Derivatives Research*, vol. 2: 99-120.
- LELAND, H. (1994), «Corporate debt value, bond covenants and optimal capital structure», *Journal of Finance*, septiembre: 1213-1252.
- LONGIN, F., y B. SOLNIK (2001), «Extreme correlation of international equity markets», *Journal of Finance*, abril, vol. LVI, n.º 2: 649-676.
- LONGSTAFF, F. A., y E. F. SCHWARTZ (1995), «A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt», *Journal of Finance*, julio: 789-819.
- LOWN, C. S., y D. P. MORGAN (2001), «The credit cycle and the business cycle: New findings using the survey of senior loan officers», *Documento de trabajo de la Reserva Federal de Nueva York*, 25 de junio.
- LOWN, C. S., y S. PERISTIANI (1996), «The behavior of consumer loan rates during the 1990 credit slowdown», *Journal of Banking and Finance*, vol. 20: 1673-1694.
- MACLACHLAN, I. (1999), «Recent advances in credit risk management», *Novena conferencia sobre dinero y finanzas de Melbourne*, 19 de junio.
- MADAN, D. B., y H. UNAL (2000), «A two-factor hazard-rate model for pricing risky debt and the term structure of credit spreads», *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, marzo: 43-65.
- MEI, J., y A. SAUNDERS (1997), «Have US financial institutions' Real Estate investments exhibited 'trend chasing' behavior?», *The Review of Economics and Statistics*: 248-258.
- MELLA-BARRAL, P., y W. PERRAUDIN (1997), «Strategic Debt Service», *Journal of Finance*, junio: 531-556.
- MERTON, R. C. (1974), «On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates», *Journal of Finance*, junio: 449-470.
- MONFORT, B., y C. MULDER (2000), «Using credit ratings for capital requirements on lending to emerging market economies -Possible impact of a New Basel Accord», *Documento de trabajo del Fondo Monetario Internacional*, WP/00/69.
- MUELLER, C. (2000), «A simple multi-factor model of corporate bond prices», disertación doctoral de la Universidad de Wisconsin-Madison, 29 de octubre.
- NICKELL, P.; W. PERRAUDIN, y S. VAROTTO (2000), «Stability of rating transitions», *Journal of Banking and Finance*, vol. 24 n.º 1/2: 203-228.
- PEEK, J., y E. S. ROSENGREN (1995), «The capital crunch: Neither a borrower nor a lender be», *Journal of Money, Credit and Banking*, volumen 27, n.º 3, agosto: 625-638.
- PULVINO, T. C. (1998), «Do asset fire sales exist? An empirical investigation of commercial aircraft transactions», *Journal of Finance*, junio, volumen LIII, n.º 3: 939-978.
- PURHONEN, M. (2002), «New evidence of IRB volatility», *Risk*, marzo: S21- S25.
- PYKHTIN, M., y A. DEV (2002), «Analytical approach to credit risk modeling», *Risk*, marzo: S26-S32.
- REISEN, H. (2000), «Revisions to the Basel Accord and sovereign ratings», en R. HAUSMANN y U. HIEMENZ (eds.), *La economía global desde un punto de vista latinoamericano*, Centro de Desarrollo IDB/OECD.
- SAUNDERS, A. (2002), «Comments on 'The macroeconomic impact of bank capital requirements in emerging economies: Past evidence to assess the future'», *Journal of Banking and Finance*, vol. 26: 905-907.
- SAUNDERS, A., y L. ALLEN (2002), *Credit Risk Measurement: New Approaches to Value at Risk and Other Paradigms*, Nueva York, John Wiley and Sons.
- SHARPE, S. A. (1995), «Bank capitalization, regulations, and the credit crunch: A critical review of the research findings», *Finance and Economics Discussion Series*, n.º 95-20, Washington, Federal Reserve Board.
- UNAL, H.; D. MADAN, y L. GUNTAY (2001), «A simple approach to estimate recovery rates with APR violation from debt spreads», Wharton Financial Institutions Center, *Documento de trabajo 7*, febrero, *Journal of Banking and Finance*, (de próxima aparición).
- WILSON, T. (1997a), «Credit risk modeling: A new approach», Nueva York, McKinsey Inc. (mimeo).
- (1997b), «Portfolio credit risk (parts I and II)», *Risk Magazine*, septiembre y octubre.
- ZHOU, C. (2001), «An analysis of default correlations and multiple defaults», *The Review of Financial Studies*, Verano: 555-576.